

Rapports sur la santé

Ajustement des estimations de la survie relative en fonction de la mortalité par cancer dans l'ensemble de la population

par Larry F. Ellison

Date de diffusion : le 19 novembre 2014



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-877-287-4369 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|-----------------------------|----------------|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 82-003-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de
Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2014

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente
publication est assujettie aux modalités de l'entente de
licence ouverte de Statistique Canada (<http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.htm>).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

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

Signes conventionnels

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

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- ^p provisoire
- ^r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Ajustement des estimations de la survie relative en fonction de la mortalité par cancer dans l'ensemble de la population

par Larry F. Ellison

Résumé

Contexte

En théorie, les probabilités prévues de survie qui servent au calcul des ratios de survie relative (RSR) sont établies en fonction d'un groupe de contrôle dont les membres ne sont pas atteints du cancer à l'étude. Dans la pratique, la survie prévue est généralement estimée à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population – qui incluent les personnes ayant déjà reçu un diagnostic de cancer –, ce qui peut entraîner une surestimation de la survie relative.

Données et méthodes

Les données proviennent du Registre canadien du cancer; le suivi de la mortalité a été réalisé par couplage des enregistrements de ce dernier avec ceux de la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès. Les RSR pour 2006 à 2008 ont été calculés selon la méthode d'analyse par période à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population, après ajustement au titre de la mortalité par cancer, puis ils ont été comparés à des estimations fondées sur les tables de mortalité correspondantes sans ajustement.

Résultats

Tous cancers confondus, l'utilisation des tables de mortalité de l'ensemble de la population pour calculer les probabilités prévues de survie donne lieu à une surestimation des RSR à 1 an, 5 ans et 10 ans se chiffrant à 0,6, 2,4 et 4,6 points de pourcentage, respectivement. Concernant la survie à 5 ans, le biais le plus marqué se situait chez les hommes (3,0 points de pourcentage) et chez les personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic (4,1 points de pourcentage). Le biais était négligeable pour la plupart des cancers; le plus marqué était associé au cancer de la prostate; venaient ensuite le cancer colorectal et le cancer du sein chez la femme.

Interprétation

Les estimations de la survie relative au cancer pour le Canada, tous sièges du cancer confondus, qui sont calculées à partir de tables de mortalité de l'ensemble de la population doivent faire l'objet d'un ajustement pour rendre compte de la mortalité par cancer. Un tel ajustement est à recommander dans le cas des estimations relatives au cancer colorectal, au cancer du sein chez la femme et, tout particulièrement, au cancer de la prostate.

Mots-clés

Biais, méthodes épidémiologiques, tables de mortalité, néoplasmes, registres, survie.

Auteur

Larry F. Ellison (larry.ellison@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario).

Lorsqu'il est question du cancer, la survie relative s'entend du ratio de la proportion observée (absolue) de cas de survie à l'intérieur d'un groupe de personnes ayant reçu un diagnostic de cancer à la proportion prévue de cas de survie chez des personnes au sein de la population qui présentent des caractéristiques semblables et qui ne sont pas atteintes du cancer à l'étude¹. En théorie, le ratio de survie relative (RSR) fournit une estimation de l'écart entre la mortalité attribuable à toutes les causes chez les personnes ayant reçu un diagnostic de cancer et la mortalité qui serait prévue en l'absence du cancer (et de la surmortalité liée au cancer)². Dans la pratique, toutefois, la survie prévue est généralement estimée à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population. Étant donné que ces estimations englobent des personnes qui ont précédemment reçu un diagnostic de cancer, elles se traduisent par une sous-estimation de la survie prévue, et donc par une surestimation de la survie relative.

En 1961, Ederer et ses collaborateurs¹ ont conclu, en se fondant sur des études menées aux États-Unis, qu'il n'était peut-être pas nécessaire, dans le contexte du calcul de la survie relative des personnes chez lesquelles on a diagnostiqué un cancer particulier, d'effectuer un ajustement au niveau des tables de mortalité pour rendre compte des décès attribuables à ce type de cancer afin d'es-

timer la survie prévue, puisque les décès attribuables à un cancer donné représentent une proportion négligeable de l'ensemble des décès. Depuis, cette question n'avait quasiment pas été abordée; ce n'est que récemment que Talbäck et Dickman³ l'ont réexaminée. À partir de registres informatisés de la population en Suède, ces chercheurs ont pu estimer le biais engendré par l'utilisation de tables

de mortalité portant sur l'ensemble de la population; ils ont ainsi calculé la survie prévue à la fois en incluant et en excluant les personnes ayant reçu un diagnostic de cancer. Leurs résultats montrent que, pour les groupes de personnes plus âgées et certains cancers courants, et surtout pour tous les cancers confondus, il peut être justifié de procéder à l'ajustement de la survie prévue pour rendre compte de la mortalité par cancer. Dans les autres cas, le biais était suffisamment bas pour être ignoré dans le cadre de la plupart des applications.

Il est rarement possible de déterminer directement la survie prévue en excluant les personnes ayant reçu un diagnostic de cancer. Conscients de la chose, Talbäck et Dickman ont évalué une méthode de substitution pour l'ajustement des probabilités de survie estimées en fonction des tables de mortalité de l'ensemble de la population, méthode qui nécessitait uniquement l'information sur le nombre et la cause des décès dans une population donnée³. Dans la présente étude, cette méthode est appliquée aux données canadiennes dans le but d'étudier l'incidence que l'ajustement de la survie prévue en fonction de la mortalité par cancer peut avoir sur les estimations de la survie relative. Les proportions de décès attribuables à l'ensemble des cancers confondus ainsi qu'à certains cancers couramment diagnostiqués sont également présentées, de manière à situer le contexte.

Méthodes

Sources de données

Les données sur l'incidence du cancer sont tirées de la version d'octobre 2011 du Registre canadien du cancer, qui contient des données sur les cas de cancer primaire diagnostiqués de 1992 à 2009. Le Registre canadien du cancer est une base de données dynamique, orientée vers la personne et représentative de la population, qui est tenue à jour par Statistique Canada et qui contient des renseignements sur les cas de cancer provenant des rapports de tous les registres provinciaux et territoriaux du cancer.

Un fichier contenant les enregistrements sur les cas de cancer invasif et les cas de cancer *in situ* de la vessie (ces derniers sont considérés comme étant invasifs aux fins de surveillance et sont déclarés pour chaque province et territoire, sauf l'Ontario) a été créé selon les règles de codage des tumeurs primaires multiples du Centre international de recherche sur le cancer⁴. Les cas de cancer ont été définis conformément à la *Classification internationale des maladies pour l'oncologie, Troisième édition*⁵ et ont été groupés selon les définitions du programme SEER (*Surveillance, Epidemiology, and End Results*)⁶.

Le suivi de la mortalité jusqu'au 31 décembre 2008 a été réalisé par couplage d'enregistrements avec la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès (excluant les décès enregistrés dans la province de Québec) et d'après les renseignements déclarés par les registres provinciaux et territoriaux du cancer. En cas de décès déclaré par un registre provincial mais non confirmé par couplage d'enregistrements (données nationales), on a supposé que la personne était décédée à la date indiquée par le registre déclarant.

Les données sur la mortalité sont tirées de la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès. Les décès attribuables au cancer ont été classés selon la *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10^e révision (CIM-10)*⁷ de l'Organisation mondiale de la santé s'ils sont survenus depuis l'an 2000, et selon la *9^e révision (CIM-9)*⁸ s'ils sont antérieurs à 2000.

Techniques d'analyse

Les proportions de décès de résidents canadiens qui sont attribuables à tout cancer (CIM-10 : C00-C97) et de ceux qui sont attribuables spécifiquement au cancer colorectal (C18-C20, C26.0), au cancer du poumon et des bronches (C34), au mélanome de la peau (C43), au cancer du sein (C50), au cancer de la prostate (C61), au cancer de la vessie (C67), au cancer du rein et du bassin du

rein (C64-C65), au cancer de la thyroïde (C73), au lymphome non hodgkinien (C82-C85, C96.3) et à la leucémie (C90.1, C91-C95) ont été déterminées selon le sexe, le groupe d'âge (moins de 1 an, 1 à 4 ans, 5 à 9 ans, 10 à 14 ans, 15 à 19 ans... 85 à 89 ans, 90 à 94 ans, 95 ans et plus) et l'année du décès. Les cancers examinés sont parmi les plus couramment diagnostiqués au Canada. À partir de cette information, des ajustements ont été apportés aux tables de mortalité de l'ensemble de la population selon la méthode de Talbäck et Dickman³, au moyen de la formule générale suivante :

$$P_{\text{adj}} = P_{\text{gp}}^{(1-\alpha)}$$

où P_{gp} est la probabilité prévue de survie estimée à partir des tables de mortalité portant sur l'ensemble de la population, et α est la proportion de décès attribuables au cancer dans la population.

Des RSR cumulatifs prévus à 1 an, 5 ans et 10 ans ont été calculés pour 2006 à 2008 à l'égard de tous les cancers confondus et de certains cancers particuliers à partir des probabilités prévues de survie établies en fonction des tables de mortalité de l'ensemble de la population, sans ajustement au titre de la mortalité par cancer. Les analyses ont été reprises après ajustement des probabilités prévues de manière à rendre compte du fait que les tables de mortalité de l'ensemble de la population comprennent les décès attribuables aux cancers à l'étude. Les points de pourcentage d'écart ont été calculés par rapport aux estimations correspondantes.

Des analyses distinctes ont aussi été effectuées de pair avec des ajustements d'après les données sur la mortalité au niveau des provinces pour l'ensemble de la période allant de 2005 à 2009 plutôt qu'en fonction des données canadiennes relatives à une année particulière. Le choix d'une période de cinq ans avait pour but de stabiliser les estimations provinciales de la proportion de l'ajustement – en particulier pour les provinces moins peuplées. Pour les trois territoires, qui sont peu densément peuplés, l'ajustement des probabilités prévues de survie a été effectué au moyen de valeurs de α correspondant aux territoires dans leur ensemble.

Ajustement des estimations de la survie relative en fonction de la mortalité par cancer dans l'ensemble de la population • Travaux de recherche

Les RSR ont été calculés au moyen de la méthode d'analyse par période⁹. Les analyses étaient fondées sur un algorithme du domaine public¹⁰, qui incorpore la méthode d'Ederer II¹¹ et qui a fait l'objet d'adaptations mineures de manière à accroître la précision. La survie prévue a été calculée à partir de tables de mortalité annuelles provinciales complètes selon le sexe¹². On ne disposait pas de tables complètes pour l'Île-du-Prince-Édouard et les trois territoires, du fait de la petite taille de leur population. Les proportions prévues de cas de survie pour ces régions ont été calculées – jusqu'à l'âge de 99 ans – à partir de tables de mortalité abrégées pour le Canada et pour les administrations concernées, ainsi que de tables de mortalité complètes selon une méthode proposée par Dickman et ses collaborateurs¹³. Les probabilités prévues de survie à l'âge de 100 ans et plus dans ces régions ont été déterminées à partir des tables de mortalité canadiennes.

Les analyses ont porté sur toutes les tumeurs primaires¹⁴⁻¹⁶. Les données relatives à la province de Québec ont été exclues, à la fois parce que la méthode de détermination de la date du diagnostic dans cette province diffère de celle en vigueur dans les autres provinces et en raison de problèmes liés à la détermination de l'état vital des cas. Ont également été exclus de l'analyse les enregistrements concernant les personnes âgées de moins de 15 ans ou de plus de 99 ans au moment du diagnostic, ceux où le diagnostic n'a été établi que par autopsie ou qu'à l'aide du certificat de décès, et ceux où l'année de naissance ou de décès était inconnue.

Une analyse similaire a été menée à l'égard des cas de cancer diagnostiqués de 1992 à 1994 (soit les trois premières années comprises dans le Registre canadien du cancer), le but étant de déterminer la sensibilité des résultats à la période étudiée. Cette analyse a été effectuée uniquement à l'égard de tous les cancers confondus (aux fins

d'ajustement des tables de mortalité, CIM-9 : 140.0208.9), du cancer de la prostate (185), du cancer du sein chez la femme (174) et du cancer colorectal (153, 154.0, 154.1, 159.0). La méthode des cohortes a été utilisée à cette fin.

Résultats

De 2006 à 2008, environ 3 décès de résidents canadiens sur 10 ont été attribués au cancer (tableau 1). La proportion globale était plus élevée chez les hommes (30,8 %) que chez les femmes (28,4 %); toutefois, les proportions étaient plus élevées chez les femmes dans certains groupes d'âge, plus précisément à partir du groupe des personnes âgées de 15 à 19 ans jusqu'à celui des personnes âgées de 70 à 74 ans. La proportion de décès attribuables au cancer augmentait avec l'âge, culminant à 43,7 % chez les hommes âgés de 60 à 64 ans et de 65 à 69 ans, et à 56,7 % chez les femmes âgées de 55 à 59 ans.

Tableau 1
Pourcentage de décès attribuables au cancer, selon le groupe d'âge et le sexe[†], certains cancers, Canada, 2006 à 2008

Groupe d'âge	Tous les cancers		Colorectal		Poumon et bronches		Mélanome de la peau	Cancer du sein chez la femme [‡]	Prostate [‡]	Vessie	Rein et bassin [‡]	Thyroïde	Lymphome non hodgkinien		Leucémie
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes							pourcentage	Leucémie	
Tous les groupes d'âge	30,8	28,4	3,8	3,4	8,7	7,0	0,4	4,3	3,1	0,8	0,7	0,1	1,1	1,0	
Moins de 1 an	0,5	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	
1 à 4 ans	13,6	16,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0	0,5	3,9	
5 à 9 ans	22,7	18,6	0,3	0,0	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	1,0	4,1	
10 à 14 ans	15,2	14,4	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	4,2	
15 à 19 ans	5,9	7,9	0,2	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	1,3	
20 à 24 ans	6,1	11,0	0,2	0,7	0,1	0,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,5	1,3	
25 à 29 ans	7,9	14,6	0,8	1,2	0,2	0,4	0,6	1,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6	1,2	
30 à 34 ans	10,8	25,6	1,0	2,3	0,3	0,9	1,0	6,2	0,0	0,0	0,1	0,1	0,9	1,4	
35 à 39 ans	14,2	33,2	1,4	2,6	1,2	1,9	1,1	10,3	0,0	0,1	0,3	0,0	0,9	1,5	
40 à 44 ans	17,5	40,9	2,2	3,4	2,8	5,7	0,9	12,5	0,0	0,2	0,5	0,1	1,2	1,1	
45 à 49 ans	25,5	49,3	2,9	3,6	6,2	11,6	1,0	13,2	0,3	0,4	0,8	0,1	1,1	1,0	
50 à 54 ans	34,0	53,8	4,3	4,6	8,9	13,9	0,9	12,1	0,6	0,5	1,0	0,1	1,4	1,0	
55 à 59 ans	39,5	56,7	4,9	5,2	12,0	15,6	0,8	11,2	1,0	0,7	1,2	0,1	1,6	1,0	
60 à 64 ans	43,7	55,5	5,3	4,9	14,2	17,7	0,7	9,5	1,9	0,8	1,2	0,1	1,6	1,2	
65 à 69 ans	43,7	52,1	5,3	5,0	14,8	16,7	0,5	7,1	2,6	0,9	1,0	0,1	1,7	1,5	
70 à 74 ans	41,4	44,1	5,0	4,6	13,6	13,6	0,4	5,3	3,3	1,0	0,9	0,1	1,6	1,4	
75 à 79 ans	35,5	35,3	4,4	4,3	10,7	9,6	0,4	3,9	3,9	1,0	0,8	0,1	1,4	1,2	
80 à 84 ans	28,8	25,3	3,6	3,5	7,6	5,6	0,3	3,1	4,6	1,0	0,6	0,1	1,1	1,0	
85 à 89 ans	22,1	17,3	2,9	3,0	4,7	3,0	0,2	2,2	4,6	0,8	0,4	0,1	0,8	0,7	
90 à 94 ans	16,3	10,9	2,1	2,1	2,7	1,4	0,1	1,6	4,1	0,6	0,3	0,0	0,4	0,5	
95 ans et plus	11,8	6,7	1,3	1,4	1,2	0,6	0,1	1,3	4,0	0,4	0,2	0,0	0,2	0,3	

[†] des pourcentages établis selon le sexe sont présentés pour les cancers à l'origine d'au moins 2 % des décès, tous âges confondus, au cours de la période à l'étude

[‡] des dénominateurs propres au sexe ont été utilisés pour le calcul des pourcentages dans le cas du cancer du sein chez la femme et du cancer de la prostate

Source : Base canadienne de données sur l'état civil – Décès.

Ajustement des estimations de la survie relative en fonction de la mortalité par cancer dans l'ensemble de la population • Travaux de recherche

Environ 8 % de l'ensemble des décès étaient attribuables au cancer du poumon et des bronches (poumon) de 2006 à 2008. Le cancer colorectal, le cancer du sein chez la femme et le cancer de la prostate étaient les seuls autres cancers à représenter plus de 1,1 % des décès au cours de cette période. C'est dans le groupe âgé de 45 à 49 ans que l'on observait la plus forte proportion de décès attribués au cancer du sein chez la femme (13,2 %). Chez les hommes, les groupes âgés de 80 à 84 ans et de 85 à 89 ans étaient ceux où la proportion de décès attribués au cancer de la prostate était la plus élevée (4,6 %).

L'utilisation de probabilités de survie prévues à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population entraînait une surestimation (un biais) des RSR de l'ordre de 0,6 (1 an), 2,4 (5 ans) et 4,6 (10 ans) points de pourcentage, tous cancers confondus, par rapport à des RSR calculés au moyen de probabilités ajustées au titre de la mortalité par cancer (tableau 2). Ces écarts étaient nettement plus prononcés que ceux observés au niveau des différents cancers étudiés. Ainsi, les biais les plus élevés étaient associés aux RSR au cancer de la prostate (0,1, 0,6 et 1,4 point de pourcentage); venaient ensuite le cancer colorectal (0,1, 0,4 et 0,8) et le cancer du sein chez la femme (0,1, 0,3 et 0,6). Pour tous les autres cancers étudiés, le biais associé à la survie relative à 10 ans ne dépassait pas 0,3 point de pourcentage; en ce qui touche le mélanome de la peau, le cancer du rein et du bassin du rein ainsi que le cancer de la thyroïde, ce biais n'excédait pas 0,1 point de pourcentage, et les résultats concernant ces cancers ne sont pas présentés au tableau 2. Le biais augmentait de façon monotone au fil de l'accroissement de la durée de survie pour chaque cancer étudié.

Pour tous les cancers confondus, la surestimation des RSR en raison de l'utilisation de tables de mortalité de l'ensemble de la population sans ajustement au titre de la mortalité par cancer augmentait de pair avec l'âge au moment du diagnostic. C'est chez les personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic que l'on observait le biais le plus élevé, celui-ci se chiffrait à 1,0 (1 an), 4,1 (5 ans) et 8,1 (10 ans)

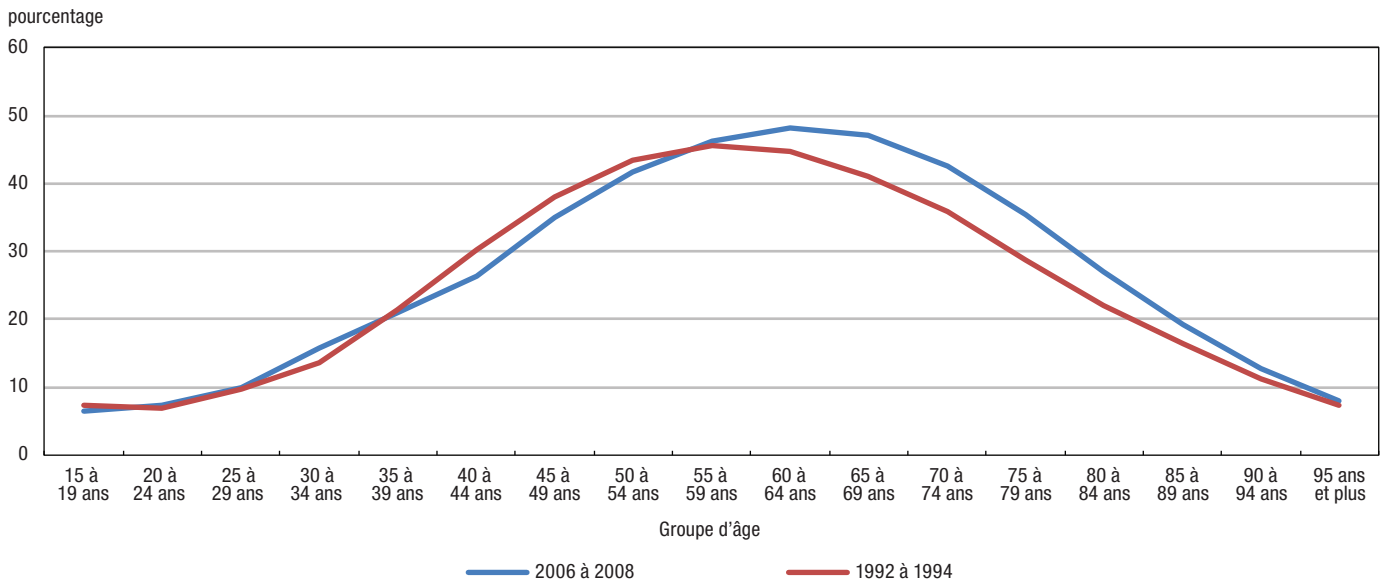
Tableau 2

Ratios de survie relative (RSR) cumulatifs par période, d'après les probabilités prévues de survie après ajustement au titre de la mortalité par cancer, et écarts par rapport aux RSR calculés à partir de probabilités non ajustées, selon le groupe d'âge et le sexe, certains cancers, Canada (sauf le Québec), 2006 à 2008

Cancer, groupe d'âge, sexe	RSR fondés sur des tables de mortalité ajustées (%)			Surestimation des RSR en raison de l'utilisation de tables de mortalité non ajustées (points de pourcentage)		
	Durée de survie			Durée de survie		
	1 an	5 ans	10 ans	1 an	5 ans	10 ans
Tous les cancers						
15 à 99 ans	76,3	60,9	54,3	0,6	2,4	4,6
15 à 44 ans	92,9	82,8	78,1	0,0	0,1	0,4
45 à 54 ans	86,3	72,2	66,2	0,1	0,5	1,3
55 à 64 ans	82,3	67,1	60,2	0,3	1,4	3,2
65 à 74 ans	76,1	59,9	51,8	0,6	2,9	6,2
75 à 99 ans	62,6	45,1	38,8	1,0	4,1	8,1
Hommes	75,2	59,5	52,4	0,7	3,0	5,9
Femmes	77,7	62,4	56,3	0,4	1,7	3,4
Colorectal						
15 à 99 ans	82,2	64,0	59,7	0,1	0,4	0,8
15 à 54 ans	89,8	67,4	61,2	0,0	0,0	0,1
55 à 64 ans	88,3	68,6	62,8	0,0	0,2	0,4
65 à 74 ans	84,7	66,9	61,3	0,1	0,4	0,8
75 à 99 ans	73,9	58,2	58,0	0,2	0,7	1,6
Hommes	82,9	63,5	58,4	0,1	0,4	0,9
Femmes	81,3	64,7	61,2	0,1	0,3	0,7
Poumon et bronches						
15 à 99 ans	40,3	16,9	12,4	0,1	0,2	0,3
15 à 54 ans	49,5	23,4	19,1	0,0	0,0	0,1
55 à 64 ans	45,2	19,9	15,0	0,1	0,1	0,3
65 à 74 ans	41,9	17,5	11,9	0,1	0,3	0,4
75 à 99 ans	32,9	12,2	9,1	0,1	0,2	0,4
Hommes	36,4	14,2	10,5	0,1	0,2	0,4
Femmes	44,6	19,9	14,6	0,1	0,2	0,3
Cancer du sein chez la femme						
15 à 99 ans	96,8	87,5	81,6	0,1	0,3	0,6
15 to 54	98,3	88,9	81,9	0,0	0,1	0,2
55 to 64	97,7	89,2	83,4	0,1	0,3	0,5
65 to 74	97,2	89,0	83,8	0,1	0,4	0,9
75 to 99	92,8	81,6	77,3	0,1	0,7	1,4
Prostate						
15 à 99 ans	98,1	95,1	92,1	0,1	0,6	1,4
15 to 54	99,6	96,9	95,2	0,0	0,0	0,1
55 to 64	99,6	97,8	95,8	0,0	0,1	0,3
65 to 74	99,6	98,0	95,9	0,1	0,4	1,3
75 to 99	93,7	86,7	79,6	0,3	1,5	3,5
Vessie						
15 à 99 ans	85,3	71,1	64,8	0,0	0,2	0,3
15 à 54 ans	92,5	82,9	79,5	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	91,6	80,6	74,6	0,0	0,0	0,1
65 à 74 ans	87,9	73,8	66,3	0,0	0,1	0,3
75 à 99 ans	79,3	61,9	54,6	0,1	0,3	0,6
Hommes	86,6	72,4	65,4	0,0	0,2	0,4
Femmes	81,3	67,4	62,7	0,0	0,1	0,1
Lymphome non hodgkinien						
15 à 99 ans	79,0	66,3	58,9	0,0	0,1	0,2
15 à 54 ans	90,7	81,2	74,6	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	86,8	74,4	65,1	0,0	0,1	0,1
65 à 74 ans	80,1	64,7	54,2	0,0	0,1	0,2
75 à 99 ans	63,1	48,3	44,3	0,0	0,2	0,3
Hommes	78,4	64,5	56,3	0,0	0,1	0,2
Femmes	79,7	68,3	61,8	0,0	0,1	0,1
Leucémie						
15 à 99 ans	72,1	59,2	50,0	0,0	0,1	0,1
15 à 54 ans	85,9	72,7	66,1	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	83,7	70,0	60,6	0,0	0,0	0,1
65 à 74 ans	71,7	60,2	45,0	0,0	0,1	0,2
75 à 99 ans	56,3	42,4	35,2	0,0	0,1	0,3
Hommes	73,7	59,5	49,9	0,0	0,1	0,2
Femmes	69,8	58,7	50,2	0,0	0,1	0,1

Sources : Base de données du Registre canadien du cancer, tables de mortalité et Base canadienne de données sur l'état civil – Décès.

Figure 1
Pourcentage de décès attribuables au cancer, selon le groupe d'âge et la période, 1992 à 1994 et 2006 à 2008



Source : Base canadienne de données sur l'état civil – Décès.

points de pourcentage, ce qui était suivi des personnes âgées de 65 à 74 ans (0,6, 2,9 et 6,2) et de celles âgées de 55 à 64 ans (0,3, 1,4 et 3,2). Au niveau des cancers particuliers, c'est dans le cas du cancer de la prostate que cette tendance était la plus prononcée; par exemple, le biais au niveau du RSR à 10 ans allait de 0,1 point de pourcentage (personnes âgées de 15 à 54 ans au moment du diagnostic) à 3,5 points de pourcentage (75 à 99 ans). Dans le cas du cancer colorectal, le biais au niveau du RSR à 10 ans passait de 0,1 point de pourcentage (personnes âgées de 15 à 54 ans) à 1,6 point de pourcentage (personnes âgées de 75 à 99 ans); chez les femmes ayant reçu un diagnostic de cancer du sein, le biais correspondant allait de 0,2 à 1,4 point de pourcentage.

Tous cancers confondus, le biais touchant les RSR était plus élevé chez les hommes (0,7, 3,0 et 5,9 points de pourcentage, RSR à 1, 5 et 10 ans respectivement) que chez les femmes (0,4, 1,7 et 3,4 points de pourcentage). Cependant, les biais au niveau de la survie relative à 1 an et à 5 ans selon le sexe étaient très similaires pour les différents cancers étudiés (0,1 point de pourcentage ou moins), et l'écart le plus marqué entre hommes et femmes dans

le cas de la survie à 10 ans se chiffrait à 0,3 point de pourcentage (cancer de la vessie). Le cas échéant, le biais observé était plus important chez les hommes.

Les RSR obtenus étaient virtuellement identiques lorsque les probabilités prévues de survie étaient ajustées au titre de la mortalité par cancer au moyen des données sur la mortalité au niveau des provinces pour la période de 5 ans allant de 2005 à 2009 au lieu des données canadiennes pour des années particulières (données non présentées). La plus forte différence dans les biais observés entre les deux approches (0,2 point de pourcentage) touchait l'estimation du RSR à 10 ans chez les personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic, tous cancers confondus.

Par rapport aux années 1992 à 1994, la proportion de décès attribuables au cancer de 2006 à 2008 était d'au moins 3 points de pourcentage plus élevée pour chaque groupe d'âge de 5 ans entre 60 et 89 ans, et d'au moins 6 points de pourcentage pour chaque groupe entre 65 et 79 ans (figure 1). Pour tous les âges confondus, cette proportion a augmenté de 2,0 points de pourcentage – 2,7 points pour les hommes et 1,3 point pour les femmes – entre les deux périodes (données non présentées).

Les conséquences de l'utilisation de probabilités prévues de survie sans ajustement au titre de la mortalité par cancer afin de produire des estimations de la survie relative à 1 an et à 5 ans étaient à peu près identiques pour les cas diagnostiqués entre 1992 et 1994 et ceux diagnostiqués entre 2006 et 2008 (tableau 3). Tous cancers confondus, les RSR à 10 ans affichaient un biais légèrement plus marqué lors de la période plus récente – d'environ un demi-point de pourcentage chez les personnes âgées de 65 à 99 ans au moment du diagnostic.

Discussion

La présente étude fournit des données empiriques sur le biais introduit dans les RSR au Canada lorsque le calcul des probabilités prévues de survie est fondé sur des tables de mortalité portant sur l'ensemble de la population, sans ajustement au titre de la mortalité par cancer. Au niveau des différents cancers à l'étude, les biais les plus importants – qui demeurent cependant bien inférieurs à celui observé pour tous les cancers confondus – sont associés au cancer de la prostate, puis au cancer colorectal et au cancer du sein chez la femme. Les biais augmentaient de concert avec l'âge au moment du diagnostic et la durée de survie.

Ajustement des estimations de la survie relative en fonction de la mortalité par cancer dans l'ensemble de la population • Travaux de recherche

La présente analyse vient corroborer deux études connexes^{3, 17} en ce sens que l'ajustement au titre de la mortalité par cancer est justifié dans le cas du calcul des RSR pour l'ensemble des cancers confondus à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population. La proportion de décès attribuables au cancer était plus élevée au Canada qu'en Suède³ ou en Finlande¹⁷, de sorte que les biais associés aux RSR sont en général plus prononcés dans la présente étude. Il demeure que, tout comme dans les études scandinaves, l'ampleur du biais était négligeable pour la plupart des cancers pris en soi au Canada.

Une analyse de sensibilité a conclu que, dans le cas des groupes plus âgés, α devrait atteindre une valeur d'au moins 2 % au niveau des cancers courants avant qu'un écart important survienne¹⁷. Outre la proportion de décès attribuables aux cancers à l'étude, la probabilité de survivre entre deux âges au niveau de l'ensemble de la population et le pronostic du cancer en question sont d'autres facteurs qui influent sur le degré du biais introduit dans les estimations du RSR en raison de l'utilisation de tables de mortalité portant sur l'ensemble de la population pour calculer les probabilités prévues de survie.

Dans les cas où l'âge au moment du diagnostic est plus bas (par exemple, moins de 55 ans), le biais touchant la survie prévue sera négligeable, même si la valeur de α est élevée, étant donné que la probabilité de mourir à ces âges est déjà faible^{3, 17}. Par contre, à un âge plus avancé, et notamment à compter de 75 ans, la probabilité de mourir est plus élevée, et la survie prévue pourrait comporter un biais non négligeable. De plus, une valeur relativement élevée de α pour des groupes plus âgés donnera lieu à un biais dans la survie prévue, mais cela n'entraînera pas forcément un biais dans le RSR si le pronostic du cancer est peu favorable^{12, 18}.

Le cancer de la prostate semble tout indiqué pour procéder à un ajustement de la survie prévue, étant donné son excellent pronostic et la valeur relativement élevée de α pour les groupes plus âgés. De fait,

Tableau 3

Comparaison des biais dans les estimations de la survie relative au fil du temps en raison de l'utilisation de tables de mortalité portant sur l'ensemble de la population pour calculer les probabilités prévues de survie, selon l'âge et le sexe, certains cancers, Canada (sauf le Québec), 2006 à 2008 et 1992 à 1994

Cancer, groupe d'âge, sexe	Écart au niveau des biais ¹ entre les estimations des RSR pour 2006 à 2008 et pour 1992 à 1994 (points de pourcentage)		
	Durée de survie		
	1 an	5 ans	10 ans
Tous les cancers			
15 à 99 ans	0,0	0,0	0,3
15 à 44 ans	0,0	0,0	0,0
45 à 54 ans	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	-0,1	0,0	0,2
65 à 74 ans	-0,1	0,1	0,6
75 à 99 ans	0,0	0,0	0,5
Hommes	-0,1	0,0	0,4
Femmes	0,0	0,1	0,3
Colorectal			
15 à 99 ans	0,0	0,0	0,1
15 à 54 ans	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	0,0	0,0	0,0
65 à 74 ans	0,0	0,0	0,1
75 à 99 ans	0,0	0,0	0,2
Hommes	0,0	0,0	0,1
Femmes	0,0	0,0	0,0
Cancer du sein chez la femme			
15 à 99 ans	0,0	-0,1	-0,1
15 à 54 ans	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	0,0	-0,1	-0,1
65 à 74 ans	0,0	-0,1	-0,1
75 à 99 ans	0,0	-0,1	0,0
Prostate			
15 à 99 ans	-0,1	-0,3	-0,4
15 à 54 ans	0,0	0,0	0,0
55 à 64 ans	0,0	-0,1	-0,1
65 à 74 ans	-0,1	-0,2	-0,3
75 à 99 ans	-0,1	-0,2	-0,1

¹ un écart positif indique que, lorsque les RSR sont calculés en fonction de probabilités prévues de survie non ajustées au titre de la mortalité par cancer, le biais introduit dans la survie relative était plus prononcé de 2006 à 2008 que de 1992 à 1994

Sources : Base de données du Registre canadien du cancer, tables de mortalité et Base canadienne de données sur l'état civil – Décès.

Talback et Dickman³ recommandent un ajustement dans le calcul des RSR pour ce cancer, en se fondant pour une part sur un biais détecté dans le RSR à 10 ans chez les hommes du groupe le plus âgé, qui était d'environ 1 point de pourcentage inférieur au RSR observé.

Il serait également justifié, quoique dans une moindre mesure, de procéder à l'ajustement des probabilités prévues de survie servant au calcul des RSR à l'égard du cancer colorectal et du cancer du sein chez la femme. Pour ces deux types de cancer, le biais que présente le RSR à 10 ans dans le cas des personnes âgées de 75 à 99 ans au moment du diagnostic était d'environ

1,5 point de pourcentage. La proportion de décès attribuables au cancer colorectal dépassait le seuil de 2 % proposé par Hinchliffe et ses collaborateurs¹⁷, et ce, pour tous les groupes d'âge sauf celui des personnes âgées de 95 ans et plus. Dans le cas du cancer du sein chez la femme, cette même proportion était supérieure à 2 % jusqu'au groupe des personnes âgées de 85 à 89 ans, et elle allait de 2,6 % à 4,6 % après l'âge de 64 ans pour le cancer de la prostate. Considérant le fait que l'ajustement des probabilités prévues de survie n'entraîne aucun inconvénient sur le plan statistique, il est sans doute préférable d'y recourir que de s'en abstenir pour ces cancers.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les probabilités prévues de survie qui servent à calculer les ratios de survie relative (RSR) sont généralement estimées en fonction de tables de mortalité qui portent sur l'ensemble de la population, plutôt que sur un groupe de contrôle composé de personnes exemptes du cancer, ce qui serait préférable sur le plan théorique.
- L'utilisation des tables de mortalité de l'ensemble de la population – qui comprennent des personnes ayant déjà reçu un diagnostic de cancer – a comme effet d'introduire un biais dans les estimations de la survie prévue, et peut-être aussi dans les estimations de la survie relative.
- Selon des chercheurs suédois, qui avaient une occasion unique de calculer la survie prévue à la fois en incluant et en excluant les personnes atteintes du cancer – et, par le fait même, d'évaluer l'ampleur de ce biais –, il est à recommander de procéder à un ajustement au titre de la mortalité par cancer dans certaines circonstances.
- Ces chercheurs ont montré également qu'il est possible d'utiliser des statistiques sur la cause des décès pour ajuster les probabilités prévues de survie établies à partir de tables de mortalité de l'ensemble de la population afin de prendre en compte la mortalité par cancer.

Ce qu'apporte l'étude

- L'ampleur du biais introduit dans les estimations des RSR en raison de l'utilisation des tables de mortalité de l'ensemble de la population en vue de calculer la survie prévue est négligeable pour la plupart des cancers pris en soi au Canada.
- Concernant les estimations de la survie relative à long terme au Canada calculées à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population, il est à recommander d'envisager un ajustement au titre de la mortalité par cancer dans le cas du cancer colorectal, du cancer du sein chez la femme et, tout particulièrement, du cancer de la prostate.
- Un ajustement au titre de la mortalité par cancer est justifié dans le cas des estimations de la survie relative à long terme au Canada, tous cancers confondus, qui sont établies à partir des tables de mortalité de l'ensemble de la population.

Bien que le cancer du poumon soit celui auquel est attribuable la plus forte proportion de décès, le biais associé à ses RSR culminait à 0,4 point de pourcentage (RSR à 10 ans pour les personnes âgées de 75 à 99 ans). Il s'agit d'un bon exemple de cas où le pronostic joue un rôle important dans la détermination de l'ampleur du biais associé aux estimations des RSR.

Entre les années 1992 à 1994 et les années 2006 à 2008, la proportion de décès attribuables au cancer au Canada a augmenté, en particulier parmi les groupes plus âgés. Néanmoins, l'ajustement au titre de la mortalité par cancer n'a pas eu d'incidence importante sur les changements estimatifs des RSR depuis le début des années 1990.

Les biais dans les RSR qui sont exposés dans la présente étude représentent des estimations des biais réels attribuables au fait que les probabilités prévues de survie sont calculées à partir de tables de mortalité de l'ensemble de la population plutôt qu'en fonction de la population exempte de cancer, ce qui serait préférable sur le plan théorique. La méthode de substitution permet d'ajuster la survie prévue à partir de tables de mortalité de l'ensemble de la population, de manière à rendre compte de la mortalité attribuable au cancer; elle fait donc appel à des statistiques sur la cause des décès pour produire des estimations exactes de la proportion de décès causés par le cancer dans la population. Cette méthode s'est révélée efficace pour la détection et la réduction du biais examiné dans la présente étude³.

Talbäck et Dickman³ avertissent que leur étude porte uniquement sur le biais pouvant découler de l'hypothèse selon laquelle la population est exempte du cancer à l'étude, et que l'ajustement proposé ne corrige que ce biais potentiel particulier. La même mise en garde est de rigueur pour la présente étude – les autres hypothèses doivent faire l'objet d'une évaluation distincte.

Mot de la fin

Les estimations de la survie relative au cancer pour le Canada, tous sièges du cancer confondus, qui sont calculées à partir de tables de mortalité portant sur l'ensemble de la population doivent faire l'objet d'un ajustement pour rendre compte de la mortalité par cancer. Bien que l'ampleur du biais soit négligeable pour la plupart des cancers pris séparément, un tel ajustement est à recommander dans le cas des estimations relatives au cancer colorectal, au cancer du sein chez la femme et, tout particulièrement, au cancer de la prostate. ■

Remerciements

Chaque registre provincial et territorial du cancer fournit des données sur les personnes atteintes d'un cancer et sur les tumeurs selon un format normalisé, et chacun a la possibilité d'ajouter, de mettre à jour et de supprimer des enregistrements. Aux fins d'établir et de tenir à jour le Registre canadien du cancer, Statistique Canada applique une série de processus de validation de base ainsi qu'un processus de couplage d'enregistrements internes pour repérer les enregistrements en double.

Références

1. 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.
2. P.W. Dickman et H.O. Adami, « Interpreting trends in cancer patient survival », *Journal of Internal Medicine*, 260, 2006, p. 103-117.
3. M. Talbäck et P.W. Dickman, « Estimating expected survival probabilities for relative survival analysis—Exploring the impact of including cancer patient mortality in the calculations », *European Journal of Cancer*, 47, 2011, p. 2626-2632.
4. D.M. Parkin, V.W. Chen, J. Ferlay *et al.*, *Comparability and Quality Control in Cancer Registration*. International Agency for Research on Cancer (IARC) Technical Publications, No. 19. Lyon: IARC, 1994.
5. A. Fritz, C. Percy, A. Jack *et al.*, éd. *Classification internationale des maladies : oncologie, 3^e édition*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
6. S.F. Altekruse, C.L. Kosary, M. Krapcho *et al.*, eds. *SEER Cancer Statistics Review, 1975-2007*, Bethesda, Maryland, National Cancer Institute, fondé sur les données de SEER soumises en novembre 2009, publiées sur le site Web de SEER, 2010, disponible à l'adresse http://seer.cancer.gov/csr/1975_2007/.
7. Organisation mondiale de la Santé, *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10^e révision (CIM-10)*, Deuxième édition, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2004.
8. Organisation mondiale de la Santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1977.
9. H. Brenner et O. Gefeller, « An alternative approach to monitoring cancer patient survival », *Cancer*, 78, 1996, p. 2004-2010.
10. P.W. Dickman, *Population-based Cancer Survival Analysis*, disponible à l'adresse http://www.pauldickman.com/rsmode/sas_colon/, document consulté novembre 2011.
11. F. Ederer et H. Heise, *Instructions to IBM 650 programmers in processing survival computations. Methodological note No. 10*, End Results Evaluation Section, National Cancer Institute, Bethesda Maryland, 1959.
12. L.F. Ellison, « Estimation de la survie relative dans le cas du cancer : une analyse du biais attribuable à l'utilisation de tables de mortalité périmées », *Rapports sur la santé*, 25(2), 2014, p. 14-21.
13. 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.
14. H. Brenner et T. Hakulinen, « Patients with previous cancer should not be excluded in international comparative cancer survival studies », *International Journal of Cancer*, 121, 2007, p. 2274-2278.
15. S. Rosso, R. De Angelis, L. Ciccolallo *et al.*, « Multiple tumours in survival estimates », *European Journal of Cancer*, 45, 2009, p. 1080-1094.
16. L.F. Ellison, « Measuring the effect of including multiple cancers in survival analyses using data from the Canadian Cancer Registry », *Cancer Epidemiology*, 34, 2010, p. 550-555.
17. S. Hinchliffe, P.W. Dickman et P.C. Lambert, « Adjusting for the proportion of cancer deaths in the general population when using relative survival: A sensitivity analysis », *Cancer Epidemiology*, 36, 2012, p. 148-152.
18. P. Baili, A. Micheli, R. De Angelis *et al.*, « Life tables for worldwide comparison of relative survival for cancer (Concord study) », *Tumori*, 94, 2008, p. 658-668.