

L. Remontet, A. Buemi, M. Velten, E. Jouglu, J. Estève

Évolution de l'incidence
et de la mortalité par
cancer

en France de 1978 à 2000

Comité de rédaction

- L. Remonet**, service de biostatistique des Hospices Civils de Lyon
- A. Buemi**, registre des cancers du Haut-Rhin
- M. Velten**, registre des cancers du Bas-Rhin
- E. Jouglu**, Inserm – Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc)
- J. Estève**, service de biostatistique des Hospices Civils de Lyon - Université Claude Bernard Lyon1

Ont participé à la rédaction (par ordre alphabétique)

- F. Ammour**, Institut de veille sanitaire (InVS), DMCT
- AM. Bouvier**, registre Bourguignon des tumeurs digestives
- P. Bercelli**, registre des cancers de Vendée et de Loire-Atlantique
- PM. Carli**, registre des hémopathies malignes de Côte-d'Or
- L. Chérié-Challine**, Institut de veille sanitaire (InVS), DMCT
- M. Colonna**, registre des cancers de l'Isère
- C. Exbrayat**, registre des cancers de l'Isère
- A. Gilg Soit Ilg**, Institut de veille sanitaire (InVS), DST
- P. Grosclaude**, registre des cancers du Tarn
- AV. Guizard**, registre des cancers de la Manche
- JM. Halna**, registre des cancers du Haut-Rhin
- G. Hédelin**, registre des cancers du Bas-Rhin
- G. Launoy**, registre des cancers digestifs du Calvados
- J. Macé-Lesec'h**, registre des cancers du Calvados
- F. Ménégouz**, registre des cancers de l'Isère
- E. Michel**, Inserm – CépiDc
- J. Peng**, registre des cancers de la Somme
- B. Trétarre**, registre des cancers de l'Hérault
- X. Troussard**, laboratoire d'hématologie, CHU de Caen

Remerciements

Ce travail a été soutenu financièrement par l'Association pour la recherche sur le cancer (ARC), l'Institut de veille sanitaire (InVS), l'Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm) et l'ensemble des financeurs des registres.

Il bénéficie de la collaboration active des médecins anatomo-cyto-pathologistes, des médecins des départements d'information médicale des hôpitaux et de l'ensemble des médecins ayant autorisé l'accès à leurs dossiers.

Ce rapport est, d'une certaine manière, leur ouvrage collectif.

A la mémoire de Paul Schaffer, initiateur de l'enregistrement des cancers en France, sans qui ce travail n'aurait pu être réalisé.

Qu'il s'agisse de prévention, d'organisation des soins ou de recherche, aucune politique publique de lutte contre le cancer ne peut être conçue et mise en œuvre sans base épidémiologique fiable. A l'heure où nous faisons du cancer une priorité nationale grâce à l'impulsion du Président de la République, cette synthèse des données disponibles sur l'épidémiologie descriptive du cancer arrive à point nommé.

L'institut de veille sanitaire est pleinement dans son rôle lorsqu'il anime un réseau d'épidémiologistes et de statisticiens qui regroupe les registres des cancers regroupés au sein du réseau Francim, le comité national des registres et le CépiDc de l'Inserm. Je veux rendre ici hommage à ce patient travail et saluer le professionnalisme de tous ceux qui se consacrent quotidiennement à cette tâche de recueil et de validation des données de mortalité et de morbidité.

C'est un travail ingrat, souvent obscur, qui requiert de la minutie et de la rigueur. Mais l'épidémiologie descriptive est un travail scientifique à part entière qui demande autant de qualités méthodologiques que les études à visée étiologique. Il ne prend son sens que s'il est effectivement utilisé dans l'élaboration de la politique de santé. De ce point de vue, le chantier cancer, par son ampleur et son exemplarité, constitue une opportunité remarquable de valoriser le travail des épidémiologistes de terrain qui, en lien avec les cliniciens et les équipes soignantes, consacrent leurs efforts à analyser les caractéristiques des cas de cancer, à identifier leurs facteurs cliniques, spatiaux, comportementaux, environnementaux et temporels.

Le rapport de la commission d'orientation sur le cancer qui vient d'être rendu public a frappé les esprits par la globalité des enjeux qu'il appréhende. Cela a été possible parce qu'il a pu s'appuyer sur des données épidémiologiques précises et bien mises en valeur. Je veux que tous ceux qui ont contribué à rendre lisibles ces données, à les transformer en connaissances utiles à la prise de décision, sachent à quel point nous leurs sommes redevables de leurs efforts. Dans les mesures à promouvoir dans ce chantier cancer, je n'omettrai pas de faire en sorte que les registres et les systèmes d'information sur le cancer soient consolidés. L'incidence et la mortalité permettent non seulement d'identifier et de quantifier les problèmes à résoudre mais encore d'évaluer les résultats de nos politiques et de nos programmes d'action. Sans la connaissance de ces indicateurs, nous ne serions pas en mesure de justifier un engagement accru de la nation dans la lutte contre le cancer. Que tous ceux qui ont travaillé à ce livre sachent qu'ils vont contribuer à sauver des vies, à mieux soigner des malades, à soulager leur souffrance et celle de leurs proches. C'est, je crois, la meilleure récompense qu'ils puissent espérer. Je les en remercie sincèrement et pour ma part je m'attacherai à ce qu'ils puissent poursuivre leur mission dans les meilleures conditions.

*Professeur Jean-François Mattéi,
Ministre de la santé, de la famille
et des personnes handicapées*

Avant-propos

L'amélioration de l'efficacité de notre système de santé dans le domaine des cancers, tant au niveau de leur prise en charge thérapeutique qu'à celui de leur dépistage et de leur prévention primaire, passe par le développement d'un système d'information fiable, précis et durable. Dans ce contexte, les registres des cancers représentent une source de données d'une richesse incomparable et d'une grande qualité scientifique. Ils ont le double objectif de décrire et de surveiller le risque de cancer et de conduire des recherches à partir de l'analyse des données recueillies ou d'enquêtes ponctuelles. Cette monographie concerne un des domaines privilégiés des registres des cancers : l'épidémiologie descriptive. Estimer l'incidence nationale à partir des données de mortalité et des données d'incidence disponibles, prévoir les tendances chronologiques nécessite des compétences réelles. L'association de compétences complémentaires provenant des registres eux-mêmes, du Service de biostatistique des Hospices civils de Lyon et du Département des maladies chroniques de l'InVS a permis à cet organisme de mettre à disposition des pouvoirs publics, les données d'incidence que lui ont transmises les registres. D'autres travaux en cours portent sur l'estimation de l'incidence dans les régions non couvertes par un registre des cancers et sur la mise à jour des données de prévalence.

L'épidémiologie descriptive n'est qu'un des domaines d'activité des registres des cancers. Afin de mieux conduire la lutte contre les cancers, il est important de disposer d'indicateurs sur la nature et la qualité des soins qui sont prodigués aux malades et de mesurer la survie dans une population prise dans son ensemble. Les données de registres ont l'intérêt de ne pas être entachées des biais de sélection des séries provenant des centres spécialisés. Les registres réalisent régulièrement pour les principales localisations cancéreuses des enquêtes exhaustives et détaillées sur les pratiques de soins. Ils commencent à réaliser systématiquement l'étude de la survie grâce à la mise en place d'un suivi des patients recensés. Une étape ultérieure sera la mise en place d'un suivi portant sur le risque de reprise évolutive afin de calculer le nombre de patients activement pris en charge par le système de soins. Ces données permettront de déterminer avec précision le nombre des différents spécialistes concernés et le niveau d'équipement des plateaux techniques nécessaires à la prise en charge des cancers.

Les registres réalisent, seuls ou avec d'autres équipes, d'autres travaux de recherche en santé publique et en épidémiologie. Ils sont notamment impliqués dans l'évaluation de l'efficacité des programmes de dépistage. Concernant la connaissance des facteurs de risque environnementaux ou génétiques, les registres ont l'opportunité d'entreprendre des recherches dans le domaine de l'épidémiologie analytique. C'est notamment le cas des études cas-témoins réalisées sur une base de population ou des études de cohorte reposant sur la mesure de l'incidence en fonction de l'exposition.

Malgré l'importance de leur rôle, les registres des cancers n'ont pas bénéficié jusqu'ici d'une aide suffisante leur permettant d'assurer convenablement leur mission. Ceci a été souligné récemment par un rapport de la Cour des comptes et une Mission d'information du Sénat. La mise en place par l'InVS d'un système national de surveillance des cancers doit permettre de stabiliser le réseau des registres des cancers. La consolidation et la pérennisation des équipes existantes et de la base centralisée des registres est une priorité. La difficulté d'accès à certaines sources d'information complique et ralentit le travail des registres. Il faut prendre rapidement les mesures réglementaires nécessaires.

Professeur Jean Faivre
Président du réseau Francim
des registres français des cancers

Sommaire

Introduction	13
Matériel	15
Méthodes	17
Présentation des registres	23
Présentation du fichier national des causes médicales de décès	25
Données socio-démographiques et indicateurs de santé dans les départements couverts par un registre	27
Données générales	31
Données par localisation tumorale	33
Encadré « guide de lecture des résultats »	33
Lèvre-bouche pharynx	35
Œsophage	41
Estomac	47
Colon-rectum	53
Foie	61
Pancréas	67
Larynx	73
Poumon	79
Mésothéliome de la plèvre	87
Mélanome de la peau	93
Sein	99
Col de l'utérus	107
Corps de l'utérus	113
Ovaire	119
Prostate	125
Vessie	131
Rein	137
Système nerveux central	143
Thyroïde	149
Lymphome malin non hodgkinien	155
Maladie de Hodgkin	161
Myélome multiple et maladies immunoprolifératives	167
Toutes Leucémies	175
Leucémie aiguë	183
Leucémie lymphoïde chronique	187
Tous cancers	191

Conclusion	197
Annexes	199
Annexe 1 : Taux instantané d'incidence par âge, hommes de la cohorte 1928	199
Annexe 2 : Taux instantané de mortalité par âge, hommes de la cohorte 1928	200
Annexe 3 : Taux instantané d'incidence par âge, femmes de la cohorte 1928	201
Annexe 4 : Taux instantané de mortalité par âge, femmes de la cohorte 1928	202
Annexe 5 : Personnes-années en France selon le sexe, l'année et la classe d'âge	203
Annexe 6 : Taux standardisés d'incidence et de mortalité pour 100 000 personnes-années, en France, hommes – standard population mondiale	204
Annexe 7 : Taux standardisés d'incidence et de mortalité pour 100 000 personnes-années, en France, femmes – standard population mondiale	205
Annexe 8 : Taux standardisés d'incidence et de mortalité pour 100 000 personnes-années, en France, hommes – standard population européenne	206
Annexe 9 : Taux annuels standardisés d'incidence et de mortalité pour 100 000 personnes-années, en France, femmes – standard population européenne	207
Annexe 10 : Nombre annuel de nouveaux cas et de décès, en France, hommes en 1980, 85, 90, 95 et 2000	208
Annexe 11 : Nombre annuel de nouveaux cas et de décès, en France, femmes en 1980, 85, 90, 95 et 2000	209
Annexe 12 : Nombre de cas incidents et de décès en 2000, hommes et femmes	210
Annexe 13 : Intervalle de confiance à 95 % du nombre de cas incidents en 2000	211
Coordonnées des registres et organismes	213
Glossaire	215
Abréviations	217

Introduction

Auteur :

M. Colonna

Les résultats fournis dans ce rapport correspondent à une estimation de l'incidence et de la mortalité par cancer en France de 1978 à 2000. Ils constituent une référence actualisée de l'étude précédente portant sur la période 1975-1995.

La quantification de l'incidence du cancer, c'est-à-dire de la fréquence du nombre de nouveaux cas apparaissant chaque année, est essentielle dans le cadre de la mise en place d'une politique de prévention, de l'étude des facteurs étiologiques ou de l'évaluation des besoins en terme de prise en charge initiale de cette maladie. Cette information ne peut être fournie que par les registres des cancers qui, hormis les registres pédiatriques (leucémies et tumeurs solides), ne couvrent en 2000 qu'une partie du territoire allant de 13,5 % à 16 % de la population française selon la localisation cancéreuse étudiée (en raison de l'inclusion de registres spécialisés). Afin de connaître l'importance de la pathologie cancéreuse au niveau national, il est nécessaire d'avoir recours à une méthode statistique d'estimation du nombre de cas. La méthode utilisée repose sur la modélisation du rapport Incidence/Mortalité, tenant compte de variables d'ajustement telles que l'âge, le sexe et la cohorte de naissance. Les données nécessaires correspondent aux données d'incidence des registres, aux données de mortalité par

cancer fournies par le CépiDc-Inserm et aux données démographiques issues des bases de l'Insee. Pour chacune des 21 localisations cancéreuses étudiées chez les hommes et des 24 localisations étudiées chez les femmes, ainsi que pour la totalité des cancers, le nombre de cas estimé au niveau national et les taux bruts et standardisés sont fournis pour l'année 2000. Le nombre de cas est également détaillé par classe d'âge de 5 ans, accompagné des taux spécifiques correspondants. La tendance évolutive de 1978 à 2000, accompagnée du taux annuel moyen d'évolution sur cette période, est présentée par année et interprétée en terme d'évolution du risque selon la cohorte de naissance. Une étude comparative des données des départements couverts par un registre est réalisée. Enfin, des comparaisons européennes sont rapportées.

Les résultats présentés sont élaborés à partir de données épidémiologiques exhaustives et à l'aide de méthodes statistiques spécifiques. Ils sont destinés à toute personne intéressée par le problème du cancer, qu'elle soit décideur, clinicien, chercheur ou simple citoyen en quête d'information. La compréhension de ces données est facilitée par l'ajout de commentaires ou de mises en garde et par l'existence, pour chaque cancer traité, d'une analyse commentée.

Auteurs :

L. Remontet, J. Estève

1) Constitution de la base de données de mortalité et d'incidence

Les données de mortalité et d'incidence utilisées pour cette étude sont centralisées au service de biostatistique des Hospices civils de Lyon.

Le fichier "individuel" des décès par cancers observés en France de 1978 à 1997 est fourni par le CépiDc. Chacun des 2 770 066 enregistrements comporte les variables suivantes concernant le décédé : année de décès, département de domicile, sexe, âge (différence entre l'année de décès et l'année de naissance), code CIM9 de la localisation tumorale. Les données d'incidence proviennent de la base de données commune aux registres des cancers Francim. Cette base est administrée à Lyon et fait l'objet de mises à jour régulières. Outre les contrôles effectués en amont par les registres, la cohérence de chaque enregistrement est vérifiée par l'intermédiaire de requêtes spécifiques et du logiciel IARCtools (logiciel édité par le CIRC) : l'enregistrement fait l'objet d'un retour aux registres pour contrôle en cas d'erreur ou d'incohérence. La liste des variables issues de cette base commune et utilisées dans l'analyse est la suivante : sexe, date de naissance, date de diagnostic, commune de domicile au moment du diagnostic, topographie et morphologie de la tumeur codées selon la CIMO2.

Le tableau 1 présente pour chaque registre les années d'enregistrement utilisées pour l'estimation France entière et le nombre de cas correspondant.

Tableau 1 : Données d'incidence utilisées pour l'estimation France-entière

Registre	Années	Nombre de cas
Ardennes ⁽¹⁾	1978-1997	286
Calvados	1978-1996	49 051
Côte d'Or ⁽²⁾	1978-1997	9 399
Côte d'Or ⁽³⁾	1980-1996	2 997
Doubs	1978-1996	36 630
Hérault	1986-1996	37 101
Isère	1979-1997	69 515
Loire-Atlantique ⁽⁴⁾	1991-1996	7 116
Manche	1994-1996	7 730
Marne ⁽¹⁾	1978-1997	578
Bas-Rhin	1978-1996	80 090
Haut-Rhin	1988-1997	37 844
Saône-et-Loire ⁽²⁾	1982-1997	10 913
Somme	1982-1996	33 334
Tarn	1982-1997	25 654
Total		408 238

Registres spécialisés : (1)=thyroïde, (2)=digestif, (3)=hématologique, (4)=sein, colon-rectum

2) Choix et classification des localisations étudiées

Vingt-six localisations de cancer sont présentées dans cet ouvrage : il s'agit de localisations présentant un intérêt de santé publique en raison de leur fréquence ou de leur accessibilité à la prévention. Pour des raisons techniques, le cancer du testicule ne figure pas dans la liste des localisations étudiées : il fait l'objet d'une publication séparée (1), les résultats principaux étant également publiés par ailleurs (2). Du fait de l'imprécision de certains certificats de décès (codés selon la CIM9), un certain nombre de regroupements de localisations sont nécessaires, malgré la meilleure précision des données provenant des registres (les cancers du côlon et du rectum sont ainsi regroupés).

De façon générale, les règles suivantes sont appliquées :

- seules les tumeurs infiltrantes sont comptabilisées dans l'incidence, excepté pour le « Système nerveux central » où tous les comportements tumoraux sont considérés ;
- les lymphomes constituent une localisation spécifique (et ne sont donc pas comptabilisés dans les autres localisations) ;
- les cancers de la peau autres que les mélanomes, non enregistrés par certains registres, ne sont pas étudiés (ils ne contribuent pas à la localisation « total cancers »).

Le tableau 2 présente la classification utilisée dans cet ouvrage. Lorsqu'une localisation présente des problèmes particuliers quant à sa définition, un paragraphe spécifique intitulé "Problèmes liés à la définition du site" précise la question, les solutions retenues et éventuellement les précautions à prendre lors de l'interprétation des résultats (voir, par exemple, la vessie).

3) Données de population

Les données de population résultent des différents recensements de la population effectués par l'Insee en 1975, 1982, 1990 et 1999. Ces derniers fournissent pour chaque sexe et pour chaque département français, une estimation du nombre de « survivants » d'âge révolu x au 1^{er} janvier de l'année t. L'âge révolu à une date donnée est l'âge « usuel », c'est-à-dire la partie entière de l'âge exact, différence entre cette date et la date de naissance. Cette définition de l'âge révolu montre que les estimations démographiques de l'Insee correspondent à des estimations par cohorte de naissance, deux individus ayant au 1^{er} janvier de l'année t le même âge révolu x si et seulement si ils sont nés la même année t-(x+1).

Tableau 2 : Classification utilisée dans cet ouvrage

Site	Incidence (CIMO2)		Mortalité (CIM9)
	Topographie ⁽¹⁾	Morphologie ⁽¹⁾	
Lèvre-Bouche-Pharynx	C00 à C14	Toutes	140 à 149
Œsophage	C15	Toutes	150
Estomac	C16	Toutes	151
Côlon-Rectum	C18 à C21	Toutes	153 à 154
Foie	C22	Toutes	155
Pancréas	C25	Toutes	157
Larynx	C32	Toutes	161
Poumon	C33 à C34	Toutes	162
Mésothéliome de la plèvre	C38.4	90503 à 90533	163
Mélanome de la peau	C44	87203 à 87803	172
Sein	C50	Toutes	174
Col de l'utérus ⁽²⁾	C53	Toutes	(179, 180, 182)
Corps de l'utérus ⁽²⁾	C54	Toutes	(179, 180, 182)
Ovaire	C56.9 à C57.4	Toutes exceptées { 84423; 84513; 84613; 84623; 84723; 84733 }	183
Prostate	C61.9	Toutes	185
Vessie	C67	Toutes	188
Rein	C64 à C66 ; C68	Toutes	189
Système nerveux central ⁽³⁾	C70 à C72	<=91103 ou >=91800	191 à 192
Thyroïde	C73.9	Toutes	193
Lymphome malin non hodgkinien	Toutes	(>=95903 et <=95953) ou (>=96703 et <=97233) ou (>=97403 et <=97413)	200 ; 202
Maladie de Hodgkin	Toutes	>=96503 et <=96673	201
Myélome multiple et maladie immunoproliférative	Toutes	(>=97313 et <=97323) ou (>=97603 et <=97643) ou 98303	203 ou 238.6
Toutes leucémies	Toutes	>=98003 et <=99413	204 à 208
Leucémie aiguë	Toutes	98013 ; 98023 ; 98043 ; 98653 ; 98213 ; 98223 ; 98263 ; 98403 ; 98613 ; 98623 ; 98663 ; 98673 ; 98913 ; 98923 ; 99103 ; 99303	208.0 ; 208.2 ; 204.0 ; 204.2 ; 205.0 ; 205.2 ; 205.3 ; 206.0 ; 206.2 ; 207.0
Leucémie lymphoïde chronique	Toutes	98233	204.1
Tous cancers ⁽⁴⁾	C00 à C80	Toutes	140 à 208

(1) les valeurs de ces colonnes respectent les règles générales présentées par ailleurs

(2) l'attribution des décès à ces deux sites fait l'objet d'un traitement particulier (voir méthode)

(3) les tumeurs de comportement /0, /1, /2 et /3 sont incluses dans le calcul de l'incidence

(4) les cancers de la peau, autres que les mélanomes, sont exclus

Si l'on pose :

$n_{x,t}$ = nombre de survivants d'âge révolu x au 1^{er} janvier de l'année t
 = nombre de survivants de la cohorte $t-(x+1)$ au 1^{er} janvier de l'année t

alors, au moment de l'étude, l'Insee est en mesure de fournir des estimations de $n_{x,t}$ pour $x=0, 1, 2 \dots 98, 99, 100+$ (l'âge révolu 100+ correspondant à $x \geq 100$) et pour $t=1975, 1976, \dots, 1996, 1997, 1999$. Conformément aux pratiques, nous regroupons dans une seule classe d'âge « 85+ » les personnes d'âge révolu supérieur ou égal à 85 ans.

Références

- Hédelin G, Remontet L, réseau Francim. Évolution du cancer du testicule en France. *Andrologie* 2002; 12: 269-73.
- Remontet L, Estève J, Bouvier AM, Grosclaude P, Launoy G, Ménégof F, Exbrayat C, Trétarre B, Carli PM, Guizard AV, et al. Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003, 51: 3-30.

Auteurs :

L. Remontet, J. Estève

La méthode utilisée privilégie le calcul des taux par cohorte de naissance. Elle nécessite une estimation de $n_{x,t}$, nombre d'individus d'âge révolu x au 1^{er} janvier de l'année t , pour chaque année t de 1978 à 2001 inclus.

1) Estimations du nombre de survivants au 1er janvier des années 1998, 2000 et 2001 (par âge révolu d'un an, par sexe et par département)

a) Interpolation des survivants au 01/01/1998

Disposant des survivants au 1^{er} janvier 1997 et 1999, nous avons interpolé par cohorte de naissance les effectifs au 1^{er} janvier 1998. De façon précise :

- pour $x=1, 2, \dots, 84$, $n_{x,1998} = 0,5 \times (n_{x-1,1997} + n_{x+1,1999})$
- pour $x=85+$, $n_{x,1998} = 0,5 \times (n_{84,1997} + n_{85+,1997} + n_{86+,1999})$
- l'effectif $n_{0,1998}$ nécessite un traitement particulier : il est estimé par $n_{1,1999}$ diminué de la proportion d'individus qui décèdent entre 0 et 1 an révolu (proportion calculée au niveau national sur les années antérieures).

b) Extrapolation des survivants au 01/01/2000

L'extrapolation des survivants au 1^{er} janvier 2000 est réalisée par cohorte de naissance. En calculant les proportions mentionnées ci-dessous sur les années antérieures, on a :

- pour $x=1, 2, \dots, 84$, $n_{x,2000} = n_{x-1,1999} \times$ (proportion d'individus qui survivent entre l'âge $x-1$ et x)
- pour $x=85+$, $n_{85+,2000} = (n_{84,1999} + n_{85+,1999}) \times$ (proportion d'individus qui survivent entre l'âge 84+ et 85+)
- l'effectif $n_{0,2000}$ nécessite un traitement particulier car nous n'avons aucun effectif disponible concernant cette cohorte : il est estimé par $n_{0,1999}$ ce qui revient à faire l'hypothèse que le nombre de naissances et la mortalité infantile sont les mêmes en 1999 qu'en 1998.

c) Extrapolation des survivants au 01/01/2001

L'extrapolation des survivants au 1^{er} janvier 2001 est réalisée selon la même méthode récurrente que pour l'année 2000 :

- pour $x=1, 2, \dots, 84$, $n_{x,2001} = n_{x-1,2000} \times$ (proportion d'individus qui survivent entre l'âge $x-1$ et x)
- pour $x=85+$, $n_{85+,2001} = (n_{84,2000} + n_{85+,2000}) \times$ (proportion d'individus qui survivent entre l'âge 84+ et 85+)
- pour $x=0$, $n_{0,2001} = n_{0,2000}$

2) Calcul des taux d'incidence et de mortalité par cohorte de naissance

Le concept de taux instantané (d'incidence ou de mortalité) est un concept ayant un aspect à la fois longitudinal et continu : il s'agit d'une « force » à laquelle est soumis un individu tout au long de sa vie, cette force ayant une intensité qui varie de façon continue avec son âge. Comme souvent en de pareilles situations, le processus continu ne peut être estimé qu'en procédant à des regroupements d'âges (centrés sur l'âge cible) et en assimilant le risque individuel au risque moyen observé au niveau populationnel.

Notre méthode privilégie l'approche par cohorte de naissance et est illustrée par les figures 1 et 2.

La partie gauche de la figure 1 présente une courbe (fictive) du taux instantané d'un indicateur (incidence ou mortalité) en fonction de l'âge et pour une cohorte née en 1928, ou « courbe longitudinale de l'âge ». Le diagramme de Lexis de la partie droite montre que les individus de cette cohorte ont 59 et 60 ans révolus au cours de l'année 1988. Ainsi, le taux instantané pour l'âge cible 60 ans (âge exact) de cette cohorte est estimé par « le nombre d'individus nés en 1928 qui présentent l'événement en 1988 (à 59 ans ou à 60 ans révolus), rapporté aux personnes à risque soit $1/2 \times (n_{59,1988} + n_{60,1988})$ » en reprenant les notations de la partie 1) du présent chapitre.

Le âge cible extrême nécessitent un traitement particulier. La partie gauche de la figure 2 montre que pour l'âge 0 le calcul des personnes à risque fait intervenir d_0 , le nombre de décès de la cohorte 1988 en 1988 :

personnes à risques pour

$$\text{l'âge } 0 = 1/2 \times (d_0/2 + n_{0,1988}) \equiv n_{0,1988}/4 + n_{0,1988} / (4 - 2q_{1988})$$

où q_{1988} est le taux de mortalité infantile en 1988 (1). Le nombre d'événements correspondant à ces personnes-années est le nombre d'événements de la cohorte 1988 en 1988.

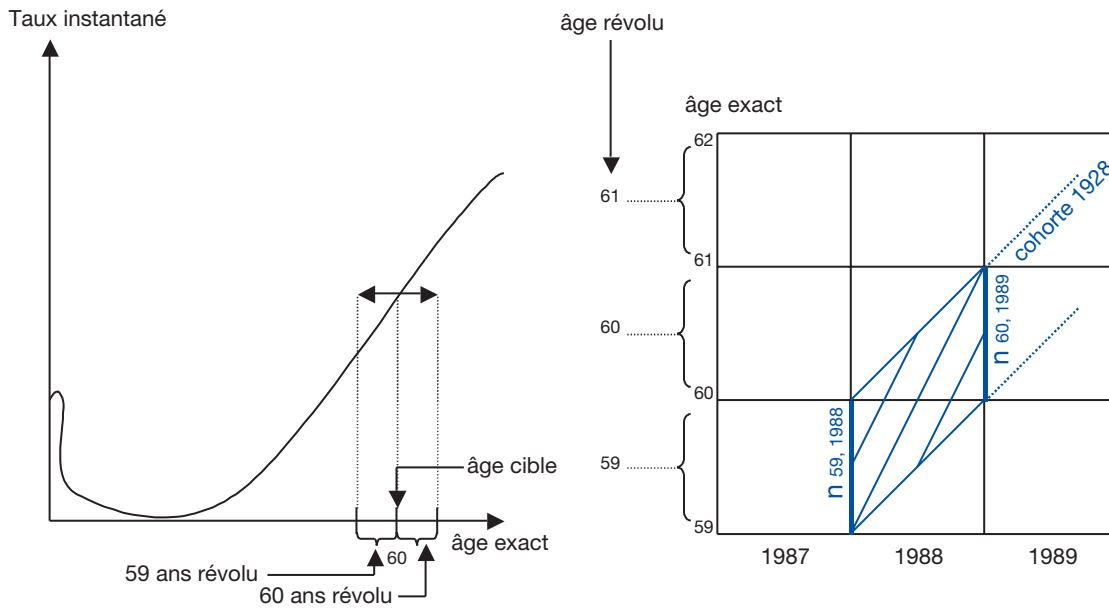
La partie droite de la figure 2 montre que les âges les plus avancés (≥ 85) font intervenir plusieurs cohortes (1903, 1902, ...). On a :

Personnes à risques pour les

$$\text{âges } \geq 85 : 1/2 \times (n_{84,1998} + n_{85+,1988} + n_{85+,1989})$$

Le nombre d'événements correspondant est le nombre d'événements en 1988 d'individus nés en 1903 ou avant 1903. Nous considérons que ces événements et ces personnes à risque estiment la situation à l'âge cible 90 ans,

Figure 1 : calcul des taux (âge=1, 2, ..., 83, 84)



l'espérance de vie en France à 85 ans étant d'environ 5 ans pour les hommes et pour les femmes (1).

En résumé, et bien que d'autres types d'estimations soient possibles (2), le nombre d'événements (k) et les personnes à risque (m) pour un âge x et une cohorte u sont définis ainsi, ces paramètres correspondant d'un point de vue transversal à l'âge x pour l'année $x+u$.

– pour $x=1, 2, \dots, 84$

k =nombre d'événements observés l'année $x+u$,
d'individus nés l'année u

$$m=1/2 \times (n_{x-1,x+u} + n_{x,x+u+1})$$

– pour $x=0$

k =nombre d'événements observés l'année u , d'individus nés l'année u

$$m=n_{0,u+1}/4 + n_{0,u+1}/(4-2q_u) \text{ où } q_u \text{ est le taux de mortalité infantile de l'année } u$$

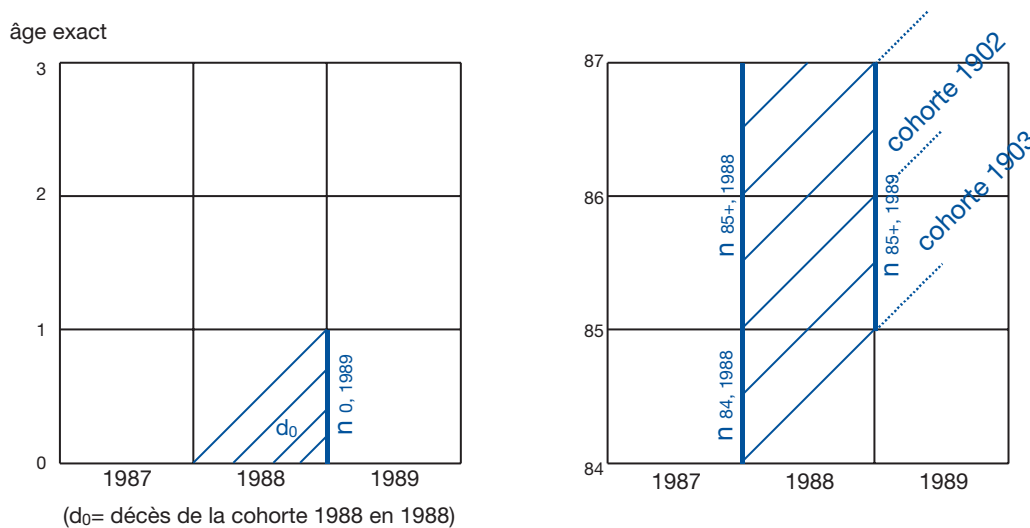
– pour $x=90$

k =nombre d'événements observés l'année $u+90$, d'individus nés en ou avant l'année $u+5$

$$m=1/2 \times (n_{84,x+u} + n_{85+,x+u} + n_{85+,x+u+1})$$

Ces nombres d'événements et de personnes à risque définissent le taux d'incidence $\lambda_{x,u}$ ou de mortalité $\mu_{x,u}$ pour l'âge x et la cohorte u .

Figure 2 : calcul des taux (âge=0 et âge=85+)



À partir de ces définitions du nombre d'événements et des personnes à risque, le regroupement en classes d'âge de 5 ans se fait par simple sommation des événements ou des personnes à risque (exemple : nombre d'événements de la classe d'âge [80;84]= somme des nombres d'événements de l'âge 80, 81, 82, 83 et 84). Suivant cette méthode, les personnes-années pour les années 1980, 1985, 1990, 1995 et 2000 sont données en annexe 5.

De façon similaire, le regroupement en périodes de 5 ans s'opère en sommant les années concernées (exemple : nombre d'événements de la classe d'âge [80;84] en [1988;1992]= somme du nombre d'événements des classes d'âge [80;84] en 1988, 1989, 1990, 1991 et 1992).

Ces regroupements ont été effectués pour être conformes aux études antérieures. Une analyse par groupes d'âge d'un an et période d'un an serait plus satisfaisante.

3) Attribution des décès par cancers de l'utérus au col et au corps

Les données de mortalité issues des certificats de décès ne permettent pas de distinguer le col ou le corps de l'utérus. En effet, 60 % des décès mentionnant l'utérus (CIM9=179, 180, 182) sont codés « utérus, partie non précisée » (CIM9=179). L'information provenant des registres est plus précise : seuls 2,5 % des cas incidents sont codés « utérus sans autre indication ».

Afin de déterminer la proportion de décès attribuable au col et au corps, chacune des mortalités liées à ces deux localisations est estimée à partir de l'incidence et de la survie relative correspondante. Le calcul de la mortalité à partir de l'incidence et de la survie relative repose sur le fait que

$$Y=X + V$$

où Y est l'âge au décès par cancer, X l'âge à l'incidence du cancer et V la survie. On a alors :

$$p(y) = \int_0^y r(x)s(y-x/x)dx$$

où p est la densité de probabilité de Y, r la densité de probabilité de X et s la densité conditionnelle de V/X, toutes ces densités étant des densités nettes. De façon équivalente :

$$P(Y \leq y) = \int_0^y r(x)P(V < y-x)dx$$

Le calcul est fait pour la génération 1928 dans le Bas-Rhin en utilisant les données de survie relative calculées sur la période 1975-1998. La procédure est la suivante :

- estimer r(x) pour x=15 à 90 à partir d'un modèle âge-cohorte,
- calculer l'intégrale ci-dessus en la remplaçant par

$$\sum_{15}^y \int_x^{x+1} r(u)P(V \leq y-u)du = \sum_{15}^y (1-S(c))[R(x+1)-R(x)]$$

avec $S(c) \equiv [S(y-x+1)-S(y-x)]/2$.

Le tableau 3 présente les résultats de cette procédure : l'incidence du cancer du col utérin étant en diminution et la survie étant supposée constante dans le temps, la part des décès attribuable à ce cancer diminue au cours du temps (l'incidence du cancer du corps utérin étant stable).

4) Modélisation du taux de mortalité pour la France

A partir des données nationales et pour chaque localisation et chaque sexe, les taux instantanés de mortalité par âge et par cohorte sont estimés selon la procédure décrite-ci-dessus pour les quatre périodes suivantes : [1978;1982], [1983;1987],

Tableau 3 : Proportion des décès par cancer de l'utérus attribuable au « col » (en fonction de la période et de la tranche d'âge)

Age ⁽¹⁾	Période				Répartition Jensen-Estève ⁽²⁾
	[1978 ; 1982]	[1983 ; 1987]	[1988 ; 1992]	[1993 ; 1997]	
[15;19]	0,95	0,95	0,96	0,96	0,95
[20;24]	0,95	0,95	0,96	0,96	0,95
[25;29]	0,95	0,95	0,96	0,96	0,95
[30;34]	0,95	0,95	0,96	0,96	0,95
[35;39]	0,91	0,91	0,91	0,92	0,93
[40;44]	0,82	0,81	0,81	0,81	0,87
[45;49]	0,79	0,77	0,77	0,75	0,81
[50;54]	0,72	0,67	0,67	0,62	0,76
[55;59]	0,57	0,50	0,50	0,41	0,71
[60;64]	0,53	0,47	0,47	0,35	0,65
[65;69]	0,48	0,42	0,42	0,30	0,60
[70;74]	0,43	0,38	0,33	0,29	0,54
[75;79]	0,43	0,38	0,33	0,29	0,49
[80;84]	0,43	0,38	0,33	0,29	0,40
85+	0,43	0,38	0,33	0,29	0,40

(1)= la proportion est égale à 0,95 pour les enfants

(2)= Jensen OM, Estève J, Moller H, Renard H. Cancer in the European Community and its member states. Eur J cancer, 1990; 26 (11-12): 1167-1256

[1988;1992] et [1993;1997]. Les valeurs numériques des classes d'âge et des périodes correspondent à leur point central (exemple : 82 pour [80;84], 1980 pour [1978; 1982]). Toutefois, comme précisé précédemment, la classe d'âge [85;++] estime un taux à 90 ans.

Nous supposons que, à un âge donné, le taux de mortalité ne dépend que de la cohorte de naissance. Le modèle âge-cohorte correspondant à cette hypothèse peut s'écrire :

$$\log(\mu_{x,u}^F) = s_1(x, edf_1) + s_2(u, edf_2) \quad [1]$$

où x référence l'âge, u référence la cohorte et μ^F est le taux de mortalité pour la France entière. Le nombre de décès pour un âge et une cohorte donnés est supposé suivre une loi de Poisson $P(\mu_{x,u}^F, m_{x,u})$ où $m_{x,u}$ correspond au nombre de personnes-années ayant engendré ces décès.

Nous avons choisi des splines de lissage pour les fonctions s_1 et s_2 , ces fonctions rendant respectivement compte de l'effet de l'âge et de l'effet de la cohorte sur le taux étudié. Le critère d'optimisation utilisé pour estimer ces fonctions est un critère de "déviante pénalisée", critère qui procure un compromis entre l'adéquation aux données et la complexité de la fonction recherchée (3). La détermination du niveau de lissage (paramètre edf_1 et edf_2) est basée sur la procédure proposée par Royston (4).

5) Estimation du taux d'incidence en France

L'incidence en France est obtenue à partir de la mortalité nationale (lissée par le modèle [1] ci-dessus) et d'un rapport (incidence/mortalité) issu des départements ayant un registre, départements qui constituent les seules zones géographiques pour lesquelles l'incidence et la mortalité sont observées simultanément.

a) Modélisation de l'incidence utilisée dans le rapport « incidence/mortalité »

Le modèle âge-cohorte suivant est ajusté aux données d'incidence des départements à registres :

$$\log(\lambda_{x,u,d}) = \alpha_d + s_3(x, edf_3) + s_4(u, edf_4) \quad [2]$$

où s_3 et s_4 sont deux splines de lissage et $\lambda_{x,u,d}$ le taux d'incidence pour l'âge x , la cohorte u et les départements de type d (d =ancien, récent). Le type de départements est défini selon l'ancienneté du registre correspondant, un département étant considéré « ancien » si le début de l'enregistrement est antérieur à 1980. Le modèle [2] est complété par l'introduction éventuelle d'une interaction entre le type de registre et le terme relatif aux cohortes : cette interaction qui rend compte de différences de tendances est introduite si son apport en déviance excède le critère d'Akaike.

Les paramètres edf_3 et edf_4 sont déterminés selon la même procédure que pour les paramètres edf_1 et edf_2 .

b) Modélisation de la mortalité utilisée dans le rapport « incidence/mortalité »

Dans un esprit identique, le modèle âge-cohorte suivant est ajusté à l'ensemble des données disponibles de mortalité :

$$\log(\mu_{x,u,d}) = \beta_d + s_5(x, edf_5) + s_6(u, edf_6) \quad [3]$$

où s_5 et s_6 sont deux splines de lissage et $\mu_{x,u,d}$ le taux de mortalité pour l'âge x , la cohorte u et pour le département de type d (d =ancien, récent, département sans registre). Le paramètre d indique les départements à registres plus une zone géographique comprenant l'ensemble de la population française résidant dans un département sans registre. Le modèle [3] autorise des niveaux de mortalité différents entre zones géographiques (paramètres β_d) ainsi que des tendances différentes par l'introduction éventuelle d'un terme d'interaction entre le type de département et la cohorte.

Les modèles [1], [2] et [3] étant ajustés, nous disposons d'estimations des paramètres $\mu_{x,u}^F$, $\lambda_{x,u,d}$ et $\mu_{x,u,d}$ pour n'importe quelles valeurs d'âge et de cohorte, donc pour n'importe quelle période. Le taux d'incidence en France $\lambda_{x,u}^F$ pour l'âge x et la cohorte u est obtenu par :

$$\lambda_{x,u}^F = \mu_{x,u}^F \times (K_{x,u,\text{ancien}} + K_{x,u,\text{récent}}) / (DC_{x,u,\text{ancien}} + DC_{x,u,\text{récent}}) \quad [4]$$

où :

$\mu_{x,u}^F$ = mortalité estimée à partir du modèle [1]

$K_{x,u,\text{ancien}} = \lambda_{x,u,\text{ancien}} \times m_{x,u,\text{ancien}}$ avec $\lambda_{x,u,\text{ancien}}$ issu du modèle [2] et $m_{x,u,\text{ancien}}$ correspondant aux personnes-années observées dans les registres anciens pour l'âge x et la cohorte u ,

$K_{x,u,\text{récent}} =$ analogue de $K_{x,u,\text{ancien}}$ pour les registres récents,

$DC_{x,u,\text{ancien}} = \mu_{x,u,\text{ancien}} \times m_{x,u,\text{ancien}}$ avec $\mu_{x,u,\text{ancien}}$ issu du modèle [3],

$DC_{x,u,\text{récent}} =$ analogue de $DC_{x,u,\text{ancien}}$ pour les registres récents.

La localisation « Tous cancers » nécessite un traitement spécifique : une localisation supplémentaire « Autres cancers » est définie et fait l'objet d'une estimation à partir des équations [1] à [4]. Les estimations pour « Tous cancers » sont obtenues par sommation des estimations des localisations étudiées et du site « Autres cancers ».

Etant donné leur structure, les estimations $\lambda_{x,u}^F$ sont la somme d'une fonction de l'âge et d'une fonction de l'année de naissance. Dans le but d'extraire ces composantes, les nombres de cas prédits ($\lambda_{x,u}^F, m_{x,u}$) font l'objet d'une nouvelle régression de Poisson « âge-cohorte ».

6) Intervalle de confiance du nombre de cas estimés en 2000

Le nombre de cas estimés en France, notamment en 2000, présente une incertitude car les rapports (incidence/mortalité) observés dans les départements ayant un registre ne représentent qu'un échantillon de la situation française. Cette incertitude peut être mesurée par une procédure de rééchantillonnage de type Jackknife (5).

Pour chaque localisation et pour chaque sexe, la procédure est la suivante :

- définir D l'ensemble des n départements ayant un registre contribuant au site étudié : $D = \{d_1, \dots, d_n\}$
- enlever le département d_1 des données d'origine, refaire sur ce nouveau jeu de données les procédures définies par les équations [2], [3] et [4] et calculer le nombre de cas en 2000 correspondant, soit : $K^{(1)}$
- refaire l'étape ci-dessus pour chacun des départements de D, soient : $K^{(2)} \dots K^{(n)}$

L'estimateur Jackknife de la variance du nombre de cas en 2000 est défini alors par :

$$v_{\text{jack}} = \frac{n-1}{n} \sum_{i=1}^n (K^{(i)} - \bar{K})^2$$

$$\text{avec } \bar{K} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n K^{(j)}$$

L'intervalle de confiance recherché est obtenu à partir de cette variance et de l'hypothèse gaussienne concernant la distribution de l'estimateur du nombre de cas.

7) Discussion de la méthode utilisée

Dans la modélisation de l'incidence du rapport « incidence/mortalité », la partition des registres ayant des débuts d'enregistrement différents permet de regrouper toutes les données disponibles sans introduire de confusion entre les tendances temporelles et les variations géographiques. En effet, les registres anciens sont principalement implantés dans des départements du nord de la France, départements qui constituent d'après les données de mortalité des zones à risques élevés de cancers (6). L'introduction « au cours du temps » de nouveaux registres (plutôt implantés dans le sud) pourrait être interprétée comme une baisse de l'incidence alors qu'elle constitue une modification de population : le modèle [2] permet ainsi des niveaux et des tendances d'incidence différents d'un type de registre à l'autre.

La modélisation de la mortalité de ce même rapport est effectuée dans un esprit identique. De plus, la présence des données de la zone « reste de la France » (équation [3]) permet de lisser les fluctuations observées dans les registres selon la physiologie observée dans cette zone.

La méthode statistique utilisée privilégie l'utilisation de modèles « âge-cohorte » plutôt que de modèles « âge-période-cohorte ». Le choix de négliger l'effet période a été fait afin d'éviter de modéliser des variations qui n'ont pas réellement de « sens ». Pour une discussion plus complète de ce point et de la méthode en général, le lecteur pourra se reporter à Remontet *et al* (7).

Références

1. Vallin J; Meslé F. *Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe siècle*. Collections INED; 2002.
2. Pressat R. *Manuel d'analyse de la mortalité*. INED; 1985.
3. Green P.J; Silverman B.W. *Nonparametric Regression and Generalized Linear Models: a Rousness Penalty Approach*. London: Chapman and Hall; 1994.
4. Royston P. *A strategy for modelling the effect of a continuous covariate in medicine and epidemiology*. *Stat Med* 2000; 19(14): 1831-47.
5. Efron B, Gong G. *A leisurely look at the Bootstrap, the jackknife, and cross-validation*. *The American Statistician* 1983; 37(1): 36-48.
6. Rezvani A; Mollie A; Doyon F, et al. *Atlas de la mortalité par cancer en France, période 1986-1993*. Paris: Inserm; 1997.
7. Remontet L, Estève J, Bouvier AM, Grosclaude P, Launoy G, Ménégoz F, Exbrayat C, Trétarre B, Carli PM, Guizard AV, et al. *Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000*. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003; 51: 3-30.

Présentation des registres

Auteurs :

P. Grosclaude, F. Ménégos, L. Chérié-Challine

Activité d'enregistrement par les registres des cancers

Un registre est défini au sens du Comité national des registres (arrêté du 6 novembre 1995) comme étant « un recueil continu et exhaustif de données nominatives intéressant un ou plusieurs événements de santé dans une population géographiquement définie, à des fins de recherche et de santé publique, par une équipe ayant les compétences appropriées ».

Les registres des cancers réalisent un enregistrement actif des pathologies tumorales malignes. Parmi les registres des cancers ayant participé à ce travail, on doit distinguer :

- les registres « généraux », couvrant 9 départements métropolitains et situés dans le Bas-Rhin, le Calvados, le Doubs, le Haut-Rhin, l'Hérault, l'Isère, la Manche, la Somme et le Tarn. Ils collectent des informations sur l'ensemble des tumeurs malignes survenant dans la population dans chaque département considéré.
- les registres « spécialisés » qui ne recensent que certains types de cancers. Dans ce travail, sont utilisées les données de deux registres spécialisés dans les pathologies digestives situés en Bourgogne (Côte-d'Or et Saône-et-Loire) et dans le Calvados, d'un registre situé en Loire-Atlantique (enregistrant les cancers du côlon-rectum et du sein), d'un registre hématologique situé en Côte-d'Or et d'un registre des cancers thyroïdiens qui couvre les départements de la Marne et des Ardennes.

Les données produites par les registres sont le résultat de deux activités complémentaires : d'une part, une recherche et une validation des informations, d'autre part, une mise en forme de cette information aboutissant à la création d'une base de données analysables contenant à la fois des informations médicales et des informations démographiques et administratives.

La première activité a trait au recensement des cancers incidents, par la compilation des informations concernant les

cas diagnostiqués dans la population, en les recherchant auprès de toutes les structures médicales (hôpitaux, cliniques, laboratoires, cabinets de spécialistes, caisse d'assurance maladie,...) susceptibles de participer au diagnostic ou à la prise en charge des patients habitant le territoire étudié. Les structures sanitaires, situées hors de la zone d'étude, mais qui attirent des patients provenant de cette zone, sont donc incluses dans cette enquête. Cette dernière est réalisée par un réseau actif d'enquêteurs ayant reçu une formation spécifique pour identifier les cas auprès des nombreuses sources d'informations.

La deuxième activité correspond à l'enregistrement proprement dit. Ce dernier passe par un recoupement de l'ensemble des informations collectées et par un codage répondant à des règles strictes, préalablement définies, permettant de sélectionner les pathologies qui relèvent de l'enregistrement puis de les classer, de définir les dates d'incidence, de définir les niveaux de gravité. Cette phase est extrêmement importante car elle garantit une bonne comparabilité des résultats obtenus. Les règles d'enregistrement et de codage suivent les recommandations internationales de l'OMS et de l'Association internationale des registres des cancers.

La collecte à partir des dossiers, la validation et le codage de l'ensemble de ces données sont des opérations longues et les bases de données des registres peuvent être considérées comme exhaustives trois ans après l'année d'incidence.

Des opérations complémentaires de validation sont réalisées selon des procédures mises au point par le Centre international de recherche sur le cancer lors du transfert des données des registres à la base commune créée par Francim et localisée en 2002 au service de biostatistique des Hospices civils de Lyon. C'est depuis cette base que sont mises en valeur les données communes des registres, et en particulier les estimations d'incidence qui font l'objet de cet ouvrage.

Le Comité national des registres

On a assisté dans notre pays, depuis 1975 (création du premier registre français du cancer dans le Bas-Rhin), à un développement spontané, rapide et important des registres du cancer. Souhaitant encadrer ce phénomène et mettre en place des mesures d'implantation des registres sur le territoire, le gouvernement a créé par arrêté en 1986, le Comité national des registres. Ce comité a été placé sous la double tutelle des Ministères chargés de la santé et de la recherche, affichant ainsi les attentes des pouvoirs publics dans les domaines de la santé publique et de la recherche.

Actuellement ce comité comprend 25 membres, la présidence étant assurée alternativement par le Directeur général de l'InVS et le Directeur général de l'Inserm.

Un second arrêté pris le 6 novembre 1995 tenant compte du nouveau contexte législatif relatif au traitement de données nominatives ayant pour fin la recherche dans le domaine de la santé (loi n° 94-548 du 1er juillet 1994, décret n° 95-682 du 9 mai 1995) donne la première définition d'un registre : « un registre est défini comme un recueil continu et exhaustif de données nominatives intéressant un ou plusieurs événements de santé dans une population géographiquement définie, à des fins de recherche et de santé publique, par une équipe ayant les compétences appropriées ». Ce second arrêté étend le champ de compétence du CNR de la morbidité aux événements de santé, il recentre les missions du CNR sur son rôle stratégique, et surtout, met en place une procédure de qualification.

Deux colloques ont été organisés par le CNR : le premier en 1990 à Strasbourg sur l'apport des registres dans les recherches et les politiques de santé, et le second, en 1994 à Paris sur les registres et la décision en santé publique.

Dans le champ du cancer, en 1996 le CNR a confié à un groupe de travail présidé par le Professeur Jacques Estève (personnalité qualifiée du CNR), la tâche de proposer les orientations d'une politique d'aménagement du territoire et d'utilisation des registres du cancer en vue de répondre aux objectifs de santé publique, d'organisation du système de soins et de recherche épidémiologique. Les recommandations de ce groupe ont guidé le CNR lors des examens de dossiers de demande de qualification des registres. Elles ont servi de base pour mettre en place le plan de renforcement des registres du cancer mené conjointement par l'InVS et l'Inserm depuis l'année 2000. En 2002, le montant des subventions allouées par l'InVS et l'Inserm a été globalement de 1 560 540 euros, (dont 80 % assurés par l'InVS), ce qui a permis le soutien financier de 17 registres du cancer, couvrant pour 7 d'entre eux la totalité du budget de fonctionnement. A ce financement s'ajoute la prise en charge de personnel dans les registres par l'Inserm. Ce plan est poursuivi en 2003, dans le cadre notamment des mesures gouvernementales de mobilisation nationale contre le cancer.

Présentation du fichier national des causes médicales de décès (Inserm)

Auteurs :

E. Michel, E. Jougla

La base de données sur les causes médicales de décès est gérée par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès de l'Inserm (CépiDc). Cette base fournit des informations annuelles exhaustives sur les effectifs et les taux de décès selon les différentes pathologies. Elle a pour objectif la connaissance de l'état de santé de la population en terme de mortalité afin d'orienter et de contribuer à évaluer les priorités d'actions et de recherche dans le domaine de la santé publique.

Elle permet d'analyser les évolutions dans le temps, les variations spatiales de mortalité, les disparités selon différentes caractéristiques des populations (sexe, âge, catégorie socioprofessionnelle...), ainsi que d'effectuer des études comparatives entre pays.

1) Circuit de l'information, certification et codification

La statistique des causes de décès est établie à partir d'informations recueillies dans deux documents : le certificat de décès et le bulletin de décès.

• Le certificat de décès

A l'occasion d'un décès, le médecin qui en fait le constat doit établir un certificat de décès qui comporte deux parties :

- la partie supérieure, utilisée pour la déclaration à l'état civil, est nominale et comporte les noms et prénoms, le domicile du décédé, la date et l'heure de la mort ainsi que certaines rubriques concernant les diverses opérations funéraires.
- La partie inférieure est anonyme et comporte, en plus des renseignements médicaux, le nom de la commune où est survenu le décès et la date de la mort : elle doit être cachetée par le médecin pour en garantir le caractère confidentiel. Les rubriques correspondant aux informations médicales sont divisées en deux sections. La première porte sur le processus morbide ayant conduit au décès. Quatre lignes permettent de décrire ce processus en partant de la cause initiale jusqu'à la cause terminale. La deuxième section, intitulée « renseignements complémentaires », permet de déclarer les états morbides ou physiologiques associés.

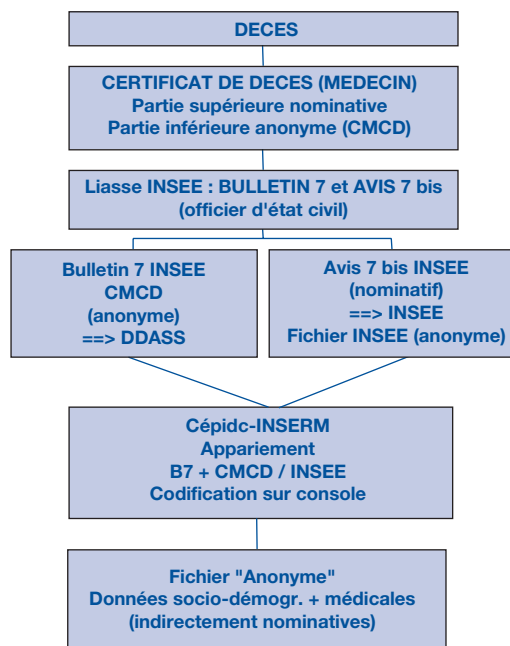
• Le bulletin de décès (bulletin 7 et avis 7bis)

Le bulletin de décès (*bulletin 7*) et l'avis de décès (*avis 7bis*) sont des documents « auto-reproducteurs » réunis en une seule liasse Insee, remplis en une seule fois par l'officier d'état civil à la mairie de la commune de décès. Ils comprennent des renseignements d'état civil ainsi que les caractéristiques socio-démographiques du défunt : date et lieu de naissance (commune et département), date et lieu de décès, commune et département de domicile, état matrimonial, nationalité, catégorie socioprofessionnelle. Contrairement au *bulletin 7*, anonyme, l'*avis 7 bis* contient l'identité de la personne.

La partie cachetée du certificat, que l'on appelle certificat médical de cause de décès (CMCD), est agrafée avec le *bulletin 7* correspondant (la mairie de la commune de décès conserve la partie supérieure nominale du certificat de décès). Ces documents (tous deux anonymes) sont transmis par la mairie au Médecin inspecteur de santé publique de la Direction départementale des affaires sanitaires et sociales (Ddass). Celui-ci décachette la partie inférieure du certificat de décès afin de prendre connaissance des causes de la mort. Il peut ainsi surveiller l'évolution du nombre de décès dans son département et surveiller l'évolution de certaines causes importantes sur le plan de la santé publique. Le médecin de la Ddass transmet ensuite le bulletin de décès avec le certificat correspondant, toujours agrafés, au CépiDc de l'Inserm. L'*avis 7 bis*, nominatif, est transmis à l'Insee qui constituera le fichier de données socio-démographiques.

Les diagnostics inscrits sur les certificats médicaux de décès sont analysés et codés selon les règles de la classification internationale des maladies (CIM 8 de 1968 à 1978, CIM 9 de 1979 à 1999 et CIM 10 à partir de 2000). Le codage consiste pour chaque décès à sélectionner une cause initiale du décès (selon les règles de la CIM) et à traduire l'ensemble des causes rapportées en code CIM. Ces codes, saisis sur console d'ordinateur et vérifiés simultanément, enrichissent le fichier des données socio-démographiques transmis par l'Insee. C'est à partir de ce fichier qu'est établie annuellement la statistique nationale de mortalité.

Figure 4 : Circuit de l'information sur les causes médicales de décès. (source : Inserm)



Depuis l'année 2000, le Cépidc enregistre l'image de l'ensemble des certificats de décès sous forme de fichiers informatiques. Il est ainsi possible pour des chercheurs d'analyser le contenu précis des certificats.

La base de données comprend l'ensemble des décès survenus sur le territoire métropolitain. Outre les causes de décès, on dispose pour chaque individu de variables d'état civil (date de naissance, date de décès), de variables socio-démographiques (sexe, âge, état matrimonial, nationalité, catégorie socioprofessionnelle...), de variables géographiques (région, département, commune de domicile et d'enregistrement du décès...) et du lieu du décès (domicile, hôpital, clinique...).

2) Avantages et limites des données

Les principaux avantages du fichier des causes médicales de décès sont l'ancienneté (depuis 1968), l'exhaustivité et les possibilités d'analyses géographiques régionales, départementales ou à niveau plus fin. Le certificat de décès utilisé est identique à celui recommandé par l'OMS, ce qui facilite les comparaisons internationales de niveau de la mortalité¹.

Grâce à une convention entre l'Insee et l'Inserm, on peut désormais connaître rapidement le statut vital et les causes de décès des sujets appartenant à une cohorte épidémiologique (décret 98-37 du 16 janvier 1998). La procédure comprend deux phases : une interrogation du répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) géré par

l'Insee, pour connaître le statut vital du sujet, puis la recherche des causes de son décès géré par l'antenne Cépidc de l'Inserm à Marseille. La procédure respecte la confidentialité des données en assurant l'anonymat du demandeur, en ignorant le but de sa recherche et en ne communiquant pas au Cépidc l'identité des sujets. Cette procédure permet actuellement de mener des travaux sur l'évaluation de la qualité des données de mortalité par cancer enregistrées par le Cépidc en les confrontant, à un niveau individuel, avec les données issues des registres du cancer.

Dans l'optique d'une contribution à la surveillance des cancers, une limite des données de mortalité est liée à la longue survie de certains cancers. Aussi, le décès, quand il a lieu, peut survenir longtemps après le diagnostic (cancer de la thyroïde par exemple), les patients étant exposés pendant la plus grande partie de leur vie au risque de décéder d'une autre pathologie.

Un sujet atteint d'une maladie peut décéder d'une autre cause. Dans le cas d'une mort violente, il est rare qu'une affection chronique (cancers, cardio-vasculaires...) dont souffre le patient soit mentionnée sur le certificat médical de décès ; si elle l'était, elle ne serait, de toute façon, pas enregistrée en tant que cause initiale de décès du fait des règles de sélection de la classification internationale des maladies.

L'exhaustivité des décès pour une pathologie donnée est liée à la précision du diagnostic porté par le médecin sur le certificat médical de décès. Par exemple, lorsque le médecin ne précise pas le siège d'une tumeur maligne, le décès est codé à la rubrique « Tumeur maligne de siège non précisé », entraînant de ce fait une sous estimation des décès pour la localisation tumorale « réelle ». Il arrive également que le médecin ne précise pas la localisation de l'organe atteint par le cancer. Ainsi, concernant le cancer de l'utérus, l'absence de précision « col » ou « corps » oblige à regrouper les deux types de cancers ou à estimer, par une méthode spécifique, la proportion des deux types (option retenue dans cette étude, voir Méthodes). Une autre source d'imprécision concerne le cancer du foie pour lequel la distinction « cancer primitif / cancer secondaire » n'est pas faite pour un certain nombre de cas (voir le chapitre consacrée à cette localisation pour plus de précision).

¹ Les données sont accessibles sous forme agrégée (par sexe, âge, cause, région et département de domicile) sur le site internet du Cépidc de l'Inserm (<http://sc8.vesinet.inserm.fr:1080>). Il est également possible d'obtenir auprès de l'antenne Cépidc à Marseille des extraits du fichier national des causes médicales de décès dans la mesure où la confidentialité des données est respectée.

Données socio-démographiques et indicateurs de santé dans les départements couverts par un registre

Auteurs :

L. Chérié-Challine, F. Ammour

Ce chapitre ne traite pas directement du cancer. Il est destiné à donner un éclairage sur les caractéristiques démographiques et les principaux indicateurs généraux de santé dans les départements couverts par les registres afin de les situer les uns par rapport aux autres, et positionner chaque département par rapport à la moyenne française.

1) Caractéristiques des registres des cancers en France

(tableau 4)

Les registres des cancers en fonctionnement en 2000 concernent 11 registres généraux métropolitains, 3 registres situés dans les DOM-TOM en Martinique, Nouvelle Calédonie et Polynésie Française (départements non décrits), 4 registres spécialisés « d'organe » (le registre spécialisé des cancers thyroïdiens de la Marne et des Ardennes, le registre bourguignon des cancers digestifs couvrant la Côte-d'Or et la

Saône-et-Loire, le registre digestif du Calvados et le registre hématologique de Côte-d'Or), auxquels s'ajoutent deux registres nationaux des cancers de l'enfant (le registre des leucémies et des lymphomes, le registre des tumeurs solides).

2) Caractéristiques socio-démographiques des départements couverts par les registres

(tableau 5)

La population couverte par les registres généraux des cancers représente approximativement 13,5 % de la population métropolitaine. Elle varie en fonction de la localisation cancéreuse. Le pourcentage de population active (20-59 ans) est un peu supérieur à la moyenne française dans les départements du Bas-Rhin, de l'Isère, de la Marne et de la Côte-d'Or. Les départements comprenant plus de jeunes et moins de sujets

Tableau 4 : Caractéristiques générales des données des différents registres des cancers au 01/01/2002

Registres ¹	Première année d'enregistrement	Dernière année validée	Nombre moyen annuel de cas 1997-1999 ²	Nombre moyen de sources par cas	Pourcentage de confirmation histologique
1 – Généraux					
Bas-Rhin	1975	1998	4 721	2,8	96,5
Calvados	1978	1998	2 386 ³	2,9	97,8
Doubs	1978	1999	2 359	2,0	98,0
Haut-Rhin	1988	1999	3 359	3,2	96,2
Hérault	1986	1998	3 886	3,0	95,5
Isère	1979	1998	4 759	2,1	94,4
Loire-Atlantique	1991 ⁴	1999	4 896	2,0	98,9
Manche					
Somme	1982	1998	2 300	2,1	95,9
Tarn	1982	1998	1 891	3,3	95,3
Vendée	1997	1998	1 284	2,0	98,4
2 – Spécialisés					
Ardennes-Marne, Thyroïde	1975	2001	71	2,5	100
Calvados, digestif	1978	1999	658	3,1	84,7
Côte-d'Or, digestif	1976	2000	553	3,4	88,8
Côte-d'Or, hématologie	1980	1997	234	3,0	100
Saône-et-Loire, digestif	1976	2000	756	3,3	88,4

Source : Registres des cancers

1 : hors registres de l'enfant

2 : hors basocellulaires peau et in situ

3 : digestifs inclus

4 : enregistrement limité aux cancers du colon et du sein jusqu'en 1997

Tableau 5 : Données socio-démographiques des différents départements couverts par les registres en 1999

Départements	Population en 1999 (effectif)	Structure de la population par âge (en pourcentages)			Densité par km ² en 1999	Taux de chômage en 1999 (en %)	Population étrangère en 1999 (en %)
		<20 ans	20 – 59 ans	60 ans et +			
Ardennes	290 130	26,4	52,2	21,4	55,5	16,9	4,2
Bas-Rhin	1 026 120	24,5	56,7	18,8	215,8	8,6	7,0
Calvados	651 854	25,6	54,0	20,3	117,5	13,6	1,5
Côte-d'Or	506 755	24,2	55,2	20,6	57,8	10,1	4,1
Doubs	499 062	25,5	54,9	19,5	95,3	10,5	5,2
Haut-Rhin	708 025	25,3	55,1	19,6	200,9	8,7	8,1
Hérault	896 441	23,0	53,9	23,1	146,9	19,1	5,9
Isère	1 094 006	25,8	55,6	18,6	147,2	11,4	6,2
Loire-Atlantique	1 134 266	25,7	54,4	19,9	166,4	12,6	1,6
Manche	481 471	25,0	50,1	24,8	81,1	11,6	0,8
Marne	565 229	25,2	55,8	18,9	69,2	12,0	3,4
Saône-et-Loire	544 413	22,8	50,9	26,3	63,5	11,9	4,4
Somme	555 551	25,4	53,9	20,6	90,0	15,6	1,7
Tarn	343 402	21,8	50,0	28,2	59,6	13,9	3,7
Vendée	539 664	24,0	50,9	24,0	80,3	9,7	0,6
France Métropolitaine	58 615 155	24,6	54,1	21,3	108	12,9	5,6

Source : Ministère de la santé (Drees) et Insee

âgés sont le Doubs, le Haut-Rhin, l'Isère et la Marne. À l'inverse, le Tarn, l'Hérault et la Saône-et-Loire comptent moins de jeunes et plus de personnes âgées.

La densité par habitant au km² est deux fois supérieure à la moyenne dans les départements du Bas-Rhin et du Haut-Rhin, ces départements présentant des taux de chômage faibles et un pourcentage élevé de population étrangère. Les Ardennes, la Somme et l'Hérault possèdent un taux élevé de chômage, très supérieur à la moyenne française.

3) Espérance de vie et mortalité comparative

(tableau 6)

L'espérance de vie varie dans ces départements selon un gradient nord-sud, avec des écarts plus marqués chez

l'homme que chez la femme, allant de 71,4 ans (Somme) à 76,8 (Tarn) chez les hommes, et de 80,3 ans (Somme) à 83,0 (Tarn) chez les femmes.

Parmi les départements étudiés, les départements du nord (Somme et Ardennes) présentent les espérances de vie les plus basses, en relation avec la surmortalité observée. À l'inverse, les départements de l'Isère, de l'Hérault puis du Tarn ont une espérance de vie plus élevée.

On note une amélioration de l'espérance de vie entre 1990 et 1994 dans tous les départements, notamment dans les départements alsaciens qui rattrapent l'espérance moyenne nationale, en conservant cependant une surmortalité plus marquée chez la femme que chez l'homme.

Tableau 6 : Évolution de l'espérance de vie et indice comparatif de mortalité dans les différents départements

Départements	Espérance de vie en 1994 (en années)			Evolution entre 1990 et 1994 (en pourcentages)		Indice comparatif de mortalité 1992-1994 (SMR)	
	Homme	Femme	Ecart H-F	Homme	Femme	Homme	Femme
Ardennes	71,5	80,6	9,1	0,7	1,2	116,3	109,5
Bas-Rhin	73,2	81,5	8,3	1,6	1,8	109,6	111,0
Calvados	73,5	82,1	8,6	1,4	1,1	104,8	101,1
Côte-d'Or	74,8	82,4	7,6	1,2	0,9	94,7	92,9
Doubs	73,7	82,3	8,6	1,6	0,8	98,3	97,1
Haut-Rhin	73,5	81,1	7,6	2,0	1,5	108,1	112,7
Hérault	74,8	82,1	7,3	1,1	1,0	91,9	99,1
Isère	74,9	82,5	7,6	1,4	1,0	92,8	98,1
Loire-Atlantique	73,0	81,8	8,8	1,4	1,1	105,3	98,6
Manche	73,6	81,9	8,3	1,4	1,3	105,7	100,4
Marne	73,7	81,5	7,8	1,8	1,3	103,8	104,6
Saône-et-Loire	73,8	82,3	8,5	1,1	0,9	99,1	98,1
Somme	71,4	80,3	8,9	0,7	0,4	111,9	112,4
Tarn	76,8	83,0	6,2	2,0	1,2	85,6	94,2
Vendée	75,1	82,4	7,3	1,9	0,7	92,5	93,3
France métropolitaine	73,8	81,9	8,1	1,2	1,1	100	100

Source : Fascicules départementaux/CID98, Ministère de la santé (Drees)

Tableau 7 : Impact du cancer dans la mortalité générale et évolution au cours du temps entre 1990 et 1999

Départements	Poids des cancers dans la mortalité générale en 1999 (en pourcentages)		Evolution du poids des cancers dans la mortalité générale entre 1990 et 1999		Part relative des APVP* par cancer (1- 64 ans) en 1999 (en pourcentages)		Évolution de la part relative des APVP* par cancer entre 1990 et 1999	
	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
Ardennes	32,6	22,8	+0,1	+3,9	26,1	31,2	-0,2	-1,2
Bas-Rhin	33,9	22,8	+1,2	+0,4	25,5	33,8	0,0	-3,0
Calvados	33,2	24,2	-0,6	+0,6	24,3	30,8	-0,5	+0,2
Côte-d'Or	33,1	23,2	-0,1	+0,2	26,2	32,8	+0,4	-1,6
Doubs	31,3	23,5	+0,6	+0,9	21,8	33,0	-0,6	-2,9
Haut-Rhin	35,0	22,1	+3,2	+0,3	21,6	33,4	-2,2	-0,2
Hérault	30,1	22,1	-0,2	+0,9	20,2	32,8	-0,4	-2,5
Isère	32,8	23,6	+0,9	+1,1	21,9	34,1	-0,5	+2,2
Loire-Atlantique	34,7	23,9	+1,0	+0,8	24,6	36,3	+0,1	-0,2
Manche	33,3	22,9	+1,6	+2,1	24,3	34,0	-0,3	0,2
Marne	32,3	21,3	-0,3	-0,5	25,9	34,8	+1,0	-0,1
Saône-et-Loire	32,5	22,0	+1,7	+0,8	24,9	33,6	+0,4	-0,2
Somme	31,7	20,2	+0,8	-0,7	23,4	29,3	-0,9	-1,2
Tarn	30,0	21,2	+1,2	+1,6	20,6	37,3	+1,0	+4,7
Vendée	36,1	24,1	+2,4	+1,3	23,1	38,1	-0,1	+1,2
France métropolitaine	32,5	22,6	+0,8	+0,4	23,0	33,1	-0,7	+0,4

Source : CépiDc (Inserm) / Fascicules départementaux/CID98, Ministère de la santé (Drees).

*APVP ou années potentielles de vie perdues : nombre d'années qu'un sujet mort prématurément n'a pas vécu. L'âge limite choisi dans ce travail est de 64 ans.

4) Poids du cancer dans la mortalité générale

(tableau 7)

Parmi les causes de mortalité générale, le cancer occupe une place importante dans tous les départements. Chez l'homme, le poids des cancers dans la mortalité générale varie en 1999, dans les départements étudiés, de 30 % dans le Tarn à 36,1 % en Vendée. Chez la femme, les variations vont de 20,2 % dans la Somme à 24,2 % dans le Calvados.

Les années potentielles de vie perdues (APVP1-64 ans) sont un indicateur permettant d'évaluer la mortalité prématurée par

cancer. Chez l'homme, le poids des années potentielles de vie perdues par cancer varie de 20,2 % dans l'Hérault à 26,2 % en Côte d'Or. Chez la femme, ces variations vont de 29,3 % dans la Somme à 38,1 % en Vendée.

La part des APVP par cancer diminue en France entre 1990 et 1999 chez l'homme. Elle augmente cependant dans certains départements notamment la Marne et le Tarn.

Chez la femme, on observe entre 1990 et 1999, une augmentation nationale de 0,4 % de la part relative des APVP par cancer. Certains départements présentent, pendant cette période, une diminution du poids des APVP par cancer chez la femme. C'est notamment le cas dans le Bas-Rhin, le Doubs et l'Hérault.

Tableau 8 : Nombre d'hôpitaux du secteur public en 1995 et nombre de lits pour 1000 habitants en 2000 par département

Départements	Nombre d'hôpitaux 1995*	Nombre de lits pour 1 000 habitants en 2 000			
		Médecine	Chirurgie	Obstétrique	Total
Ardennes	7	2,3	1,6	0,4	4,6
Bas-Rhin	35	2,6	1,9	0,5	5,4
Calvados	14	2,5	2,1	0,5	5,3
Côte-d'Or	15	3,0	2,1	0,4	5,3
Doubs	14	2,3	2,4	0,6	5,3
Haut-Rhin	37	2,3	1,7	0,5	4,6
Hérault	19	2,5	2,2	0,4	5,2
Isère	32	1,7	1,4	0,3	3,3
Loire-Atlantique	29	1,7	1,8	0,4	3,8
Manche	14	2,0	1,5	0,4	4,3
Marne	13	2,5	2,2	0,5	5,3
Saône-et-Loire	24	2,3	2,4	0,5	4,8
Somme	13	2,3	1,8	0,6	4,6
Tarn	10	2,3	1,8	0,4	4,8
Vendée	17	1,3	1,2	0,3	2,9
France métropolitaine	1 500	2,2	1,8	0,4	4,6

Source : Fascicules départementaux/CID98, Ministère de la santé (Drees)

* Hôpitaux publics

5) Structures de soins

(tableau 8)

On note que les départements alsaciens (Bas-Rhin et Haut-Rhin) présentent un nombre de structures hospitalières un peu supérieur à la moyenne nationale, suivis de l'Isère et de la Loire-Atlantique. A l'exception du Haut-Rhin, ce sont également les départements les plus peuplés.

En se reportant au nombre de lits pour 1 000 habitants par catégorie (médecine, chirurgie, obstétrique), on constate des variations importantes entre départements : la Vendée et l'Isère présentant les valeurs les plus basses. La Côte-d'Or, le Bas-Rhin, le Calvados, l'Hérault et la Marne présentent des taux élevés de lits de médecine. Concernant les lits de chirurgie, les taux les plus importants concernent le Doubs, la Saône-et-Loire, la Marne et l'Hérault.

6) Consommation médicale

(tableau 9)

En terme de consommation médicale globale (cancer compris), l'Hérault, le Bas-Rhin et le Tarn semblent avoir recours d'avantage aux soins médicaux. Dans le Tarn, ce fait est à mettre probablement en relation avec le taux élevé de personnes âgées de plus de 60 ans.

Les variations départementales sont importantes avec un nombre élevé de consultations par habitant dans le Bas-Rhin et l'Hérault, un nombre élevé de visites dans la Somme, un nombre important d'actes techniques et de radiologie dans l'Hérault mais également le Tarn.

Tableau 9 : Consommation médicale globale par habitant en 1995 par département

Départements	Nombre de consultations par habitant en 1995	Nombre de visites par habitant en 1995	Nombre d'actes techniques par habitant en 1995	Nombre d'actes de radiologie par habitant 1995	Total des actes
Ardennes	4,8	1,5	0,7	0,5	7,5
Bas-Rhin	6,2	1,4	0,9	0,7	9,2
Calvados	5,1	1,3	0,8	0,6	7,8
Côte-d'Or	5,1	1,1	0,8	0,4	7,4
Doubs	5,4	1,0	0,8	0,4	7,6
Haut-Rhin	5,1	1,2	0,9	0,6	7,8
Hérault	5,9	1,6	1,4	0,9	9,8
Isère	5,0	0,7	1,0	0,9	7,6
Loire-Atlantique	5,3	0,9	0,9	0,6	7,7
Manche	4,8	1,3	0,6	0,4	7,1
Marne	5,4	1,2	1,0	0,6	8,2
Saône-et-Loire	4,7	1,0	0,8	0,5	7,0
Somme	4,8	2,2	0,9	0,6	8,5
Tarn	5,4	1,6	1,2	0,8	9,0
Vendée	5,0	1,3	0,5	0,3	7,1
France métropolitaine	5,1	1,3	0,9	0,7	8,0

Source : Fascicules départementaux/CID98, Ministère de la santé (Drees)

Données générales

Auteur :

L. Chérié-Challine

Ce chapitre est destiné à évaluer en termes d'incidence et de mortalité, l'importance des différentes localisations des cancers, en France, en 2000.

Il introduit les fiches thématiques qui suivent et qui constituent l'essentiel du contenu de ce rapport. Il n'aborde pas la question des comparaisons européennes qui seront traitées notamment dans la dernière fiche relative à l'ensemble des cancers mais aussi dans chacune des fiches thématiques.

1) Globalement, dans les deux sexes

En 2000, en France, le nombre de nouveaux cas a été estimé globalement à près de 280 000 dont 58 % chez l'homme, et le nombre de décès à environ 150 000, dont 61 % survenant chez l'homme.

En terme d'incidence, 4 localisations sont responsables chacune de plus de 25 000 cas en 2000. Il s'agit du cancer du sein (près de 42 000 cas), du cancer de la prostate (environ 40 000 cas),

des cancers colo-rectaux (36 000 cas) et des cancers du poumon (près de 28 000 cas). Viennent ensuite les cancers des lèvres, de la bouche et du pharynx (15 000 cas) puis les cancers de la vessie (11 000). Les autres localisations cancéreuses sont responsables chacune de moins de 10 000 cas en 2000.

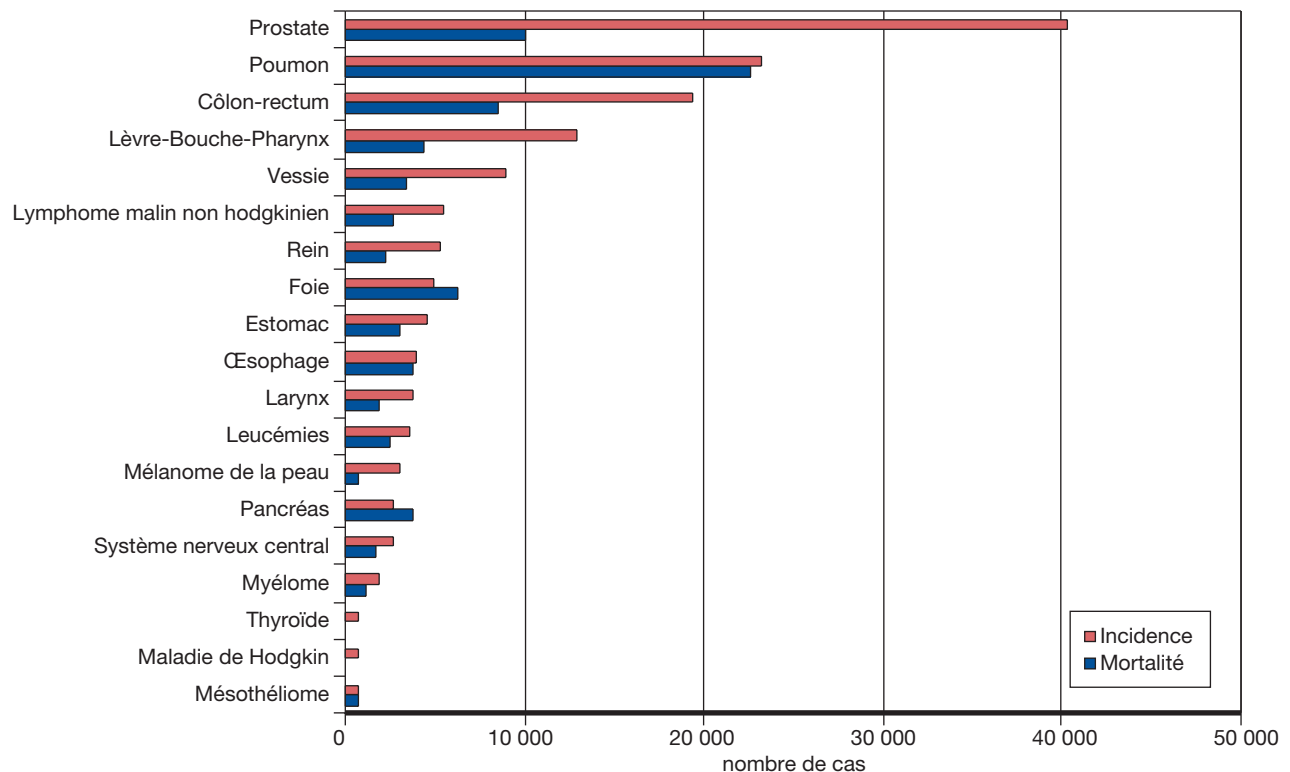
En terme de mortalité, 4 localisations sont responsables chacune de plus de 10 000 décès par an : il s'agit des cancers du poumon (27 000), des cancers colo-rectaux (16 000), des cancers du sein (environ 12 000) et des cancers de la prostate (10 000).

2) Chez l'homme

(figure 5)

Chez l'homme, en France, en 2000, les cancers les plus fréquents sont les cancers de la prostate (40 000 nouveaux cas) suivis des cancers du poumon (23 000 nouveaux cas), des cancers colo-rectaux (19 000) et des cancers des lèvres, de la bouche et du pharynx (13 000).

Figure 5 : Cas incidents et décès estimés chez l'homme, en France en 2000, classés par ordre de fréquence décroissante de l'incidence



Pour cette même année, en terme de décès, les cancers du poumon occupent la première place avec près de 23 000 décès, suivis des cancers de la prostate (10 000 décès) et des cancers colo-rectaux (8 500 décès).

3) Chez la femme

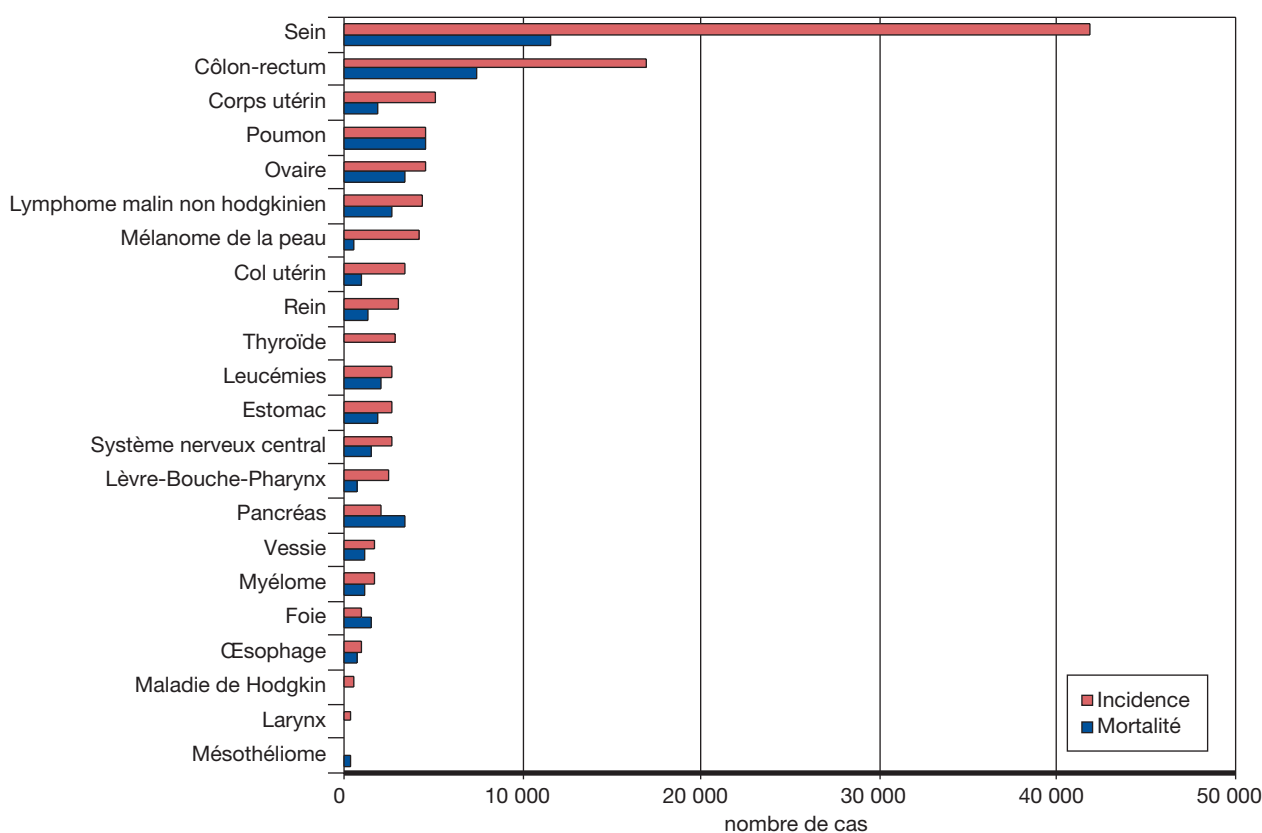
(figure 6)

Chez la femme, en France, en 2000, les cancers les plus fréquents sont les cancers du sein (42 000 nouveaux cas) suivis des cancers colo-rectaux (17 000 nouveaux cas), des cancers du corps utérin (5 000) et des cancers du poumon

(4 600 cas) qui occupent ainsi la quatrième place, suivis des cancers des ovaires (4 500).

Pour cette même année, en terme de décès, les cancers du sein et les cancers colo-rectaux occupent, comme pour l'incidence, la première et la seconde place avec respectivement près de 12 000 et 8 000 décès, suivis des cancers du poumon (4 500 décès) et des cancers ovariens (3 500 décès). Les cancers du corps utérin sont au 9^{ème} rang (1 800 décès), après les décès par cancers du pancréas, les lymphomes malins non hodgkiniens, les leucémies et les cancers de l'estomac.

Figure 6 : Cas incidents et décès estimés chez la femme, en France en 2000, classés par ordre de fréquence décroissante de l'incidence



Guide de lecture des résultats

Les résultats (texte, tableaux et figures) sont présentés dans des chapitres différents pour chacune des 21 localisations analysées chez l'homme et des 24 localisations analysées chez la femme. Toutefois, dans un souci de cohésion, les commentaires relatifs à l'ensemble des leucémies et aux deux sous-types morphologiques associés (aiguë et lymphoïde chronique) sont rassemblés dans un seul et même chapitre (« Toutes leucémies »). Un chapitre « Tous cancers » termine cet ouvrage, ce chapitre correspondant à l'ensemble des localisations cancéreuses à l'exclusion des cancers de la peau qui ne sont pas des mélanomes. Chaque chapitre débute par un texte aidant à l'interprétation des tableaux et figures. Les principaux termes techniques utilisés figurent en *italique* et sont définis dans le glossaire page 215.

Les données des tableaux 1 à 3 et de la figure 1 correspondent, pour l'année 2000, aux estimations de $\mu_{x,u}^F$ de l'équation [1] pour la mortalité, et à ceux de $\lambda_{x,u}^F$ de l'équation [4] pour l'incidence. L'intervalle de confiance du nombre de cas en 2000 se trouve en annexe. La colonne « Total » du tableau 3 correspond aux taux bruts.

Comme indiqué dans la partie « Méthodes », le nombre de cas estimé par l'intermédiaire de l'équation [4] fait l'objet d'une nouvelle régression « âge-cohorte » afin d'en extraire l'effet spécifique de l'âge et l'effet cohorte au niveau national. Les données d'incidence du tableau 4 et des figures 2a et 2b sont issues de cette régression, alors que les données concernant la mortalité sont issues directement de l'équation [1]. La figure 2b utilise une échelle logarithmique en abscisse et en ordonnée : dans cette représentation, la relation entre taux instantané et âge est approximativement linéaire si l'hypothèse d'un processus multi-étapes pour la carcinogenèse est correcte (1).

Les courbes d'âges « transversales » (figure 1) et « longitudinales » (figure 2b) ont des interprétations différentes et peuvent présenter des aspects distincts. Ceci peut s'illustrer avec la mortalité liée au cancer du col de l'utérus (voir ce chapitre) : en transversal, la figure 1 montre que la mortalité est plus élevée chez les femmes âgées de 80 ans en 2000 que chez les femmes âgées de 50 ans. Pourtant, ceci ne reflète pas le risque de décéder qu'une femme subit tout au long de sa vie, cette information devant être tirée de la courbe longitudinale de l'âge (figure 2b). Cette dernière courbe nous montre qu'après un risque maximum atteint vers 50 ans, une femme donnée a un risque de décéder qui diminue régulièrement ensuite tout au long du reste de sa vie. La courbe transversale résultant de l'effet longitudinal de l'âge et de l'effet de cohorte, les deux courbes d'âge sont très différentes dans notre exemple car le risque de décéder varie fortement entre les cohortes. Cette distinction longitudinal/transversal est illustrée par la figure 1 du présent chapitre.

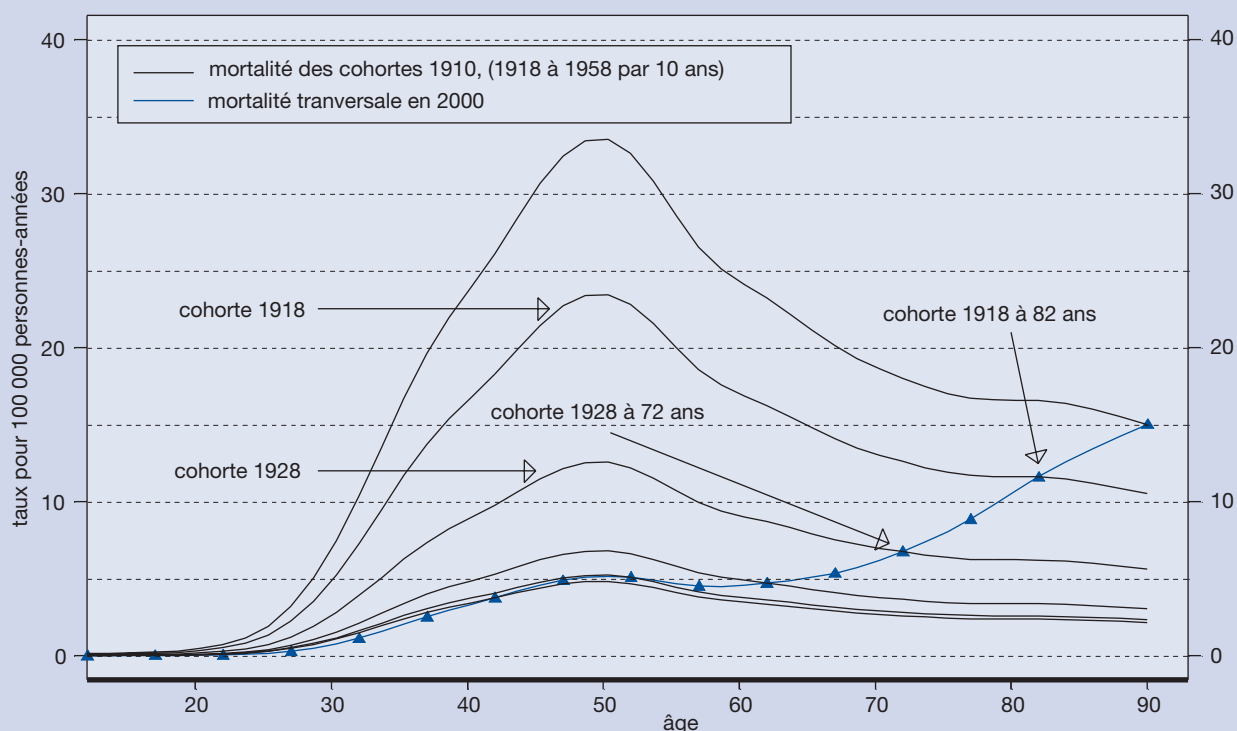
Le taux cumulé est un résumé adéquat de la force de morbidité d'une pathologie. Quand il est calculé sur un intervalle donné (0-74 ans dans notre cas), il correspond au risque de développer la pathologie en question (ou d'en mourir pour la mortalité) en l'absence d'autres causes de décès, pour une personne qui expérimenterait tout au long de sa vie les taux par âge correspondant (2-3). Il est donc essentiel que les taux cumulés soient calculés à partir d'une estimation « longitudinale » de l'effet de l'âge, c'est-à-dire à partir d'une estimation concernant, au moins d'un point de vue conceptuel, une seule cohorte d'individus. Les taux cumulés du tableau 4 présentent cette particularité et concernent les individus nés en 1928 : pour l'incidence, les taux cumulés sont issus de la courbe d'âge provenant de la nouvelle régression opérée sur les paramètres de l'équation [4], alors que pour la mortalité ils sont issus de la courbe d'âge de l'équation [1].

Les estimations des tableaux 5 et 6 proviennent directement des équations [1] et [4] respectivement pour la mortalité et l'incidence.

Dans le tableau 6, le taux annuel moyen d'évolution de la mortalité est calculé à partir d'un modèle « âge-dérive » (modèle [1] où la fonction du temps est linéaire). Dans le cas de l'incidence, ce même type de modèle est ajusté sur les nombres de cas prédits par l'équation [4].

Pour l'incidence, les courbes en trait continu et discontinu de la figure 3 présentent respectivement les estimations France entière issues de l'équation [4], et celles concernant les registres de l'équation [2]. Pour la mortalité, les courbes continues présentent les estimations de l'équation [1] alors que les courbes discontinues proviennent de l'équation [3]. La figure 3 présente, de plus, les taux observés par période de 5 ans pour la France (uniquement pour la mortalité), pour les registres anciens et pour les registres récents (l'incidence des registres récents n'étant présentée que pour les deux dernières périodes). Le tableau 7 présente les taux observés par département et par période ; pour la France, il s'agit des taux directement issus de l'équation [1] pour la mortalité, de l'équation [4] pour l'incidence, pour les années 1980, 1985, 1990, 1995.

Figure 1: Col de l'utérus (mortalité) : courbes longitudinales pour chaque cohorte et mortalité transversale année 2000 correspondante



La figure 4 met sous forme graphique les données du tableau 7 : les registres sont classés selon l'ordre décroissant de leur incidence (taux hommes + taux femmes), la France étant isolée.

La figure 5 propose une comparaison européenne, les pays étant classés par ordre alphabétique. Le choix a été fait de ne retenir que des données observées afin de ne pas ajouter à la variabilité géographique la variabilité due aux méthodes d'estimation. Ne sont donc retenus ici que les pays disposant d'un registre national, ou les régions disposant d'un registre local. Les logiciels Eurocim v4 et Eucan v2 sont la source des données des pays autres que la France. Les taux correspondent à l'année 1995, à l'exception des taux de mortalité de Grenade (1994), de Tarragone (1992) et Macerata (1993) pour lesquels les données n'étaient pas disponibles au moment de l'analyse.

En raison de difficultés d'interprétation, ou en l'absence de données pour certains pays, les comparaisons européennes ne sont pas disponibles pour le mésothéliome de la plèvre ni pour les différents sous-types de leucémies.

Les principaux résultats de cette étude ont fait l'objet d'une publication dans une revue scientifique (4).

Références

1. Armitage P. Multistage models of carcinogenesis. *Environ. Health Perspect.* 1985; 63: 195-201.
2. Coleman M; Estève J; Damiacki P, et al. *Trends in cancer incidence and mortality.* Lyon: IARC, Press; 1993.
3. Estève J; Benhamou E; Raymond L. *Statistical methods in cancer research. Descriptive epidemiology.* IARC, Press; 1994.
4. Remontet L, Estève J, Bouvier AM, Grosclaude P, Launoy G, Ménégoz F, Exbrayat C, Tretarre B, Carli PM, Guizard AV, et al. *Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000.* *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003, 51: 3-30.