

Mortalité par cancer du poumon chez les femmes en France, analyse de tendance et projection de 1975 à 2019

Daniel Eilstein, Zoé Uhry, Laurence Chérié-Challine, Hubert Isnard

Département des maladies chroniques et des traumatismes, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice

En 2000, le cancer du poumon a été responsable d'environ 4 500 décès féminins en France. Représentant 1,5 % des décès toutes causes confondues chez la femme [1], cette maladie est au troisième rang pour la mortalité par cancer [2]. La mortalité par cancer du poumon, en France, est en augmentation constante chez les femmes (3 % par an entre 1980 et 2000 [1]), surtout chez les plus jeunes. La France présente une mortalité plus élevée qu'en Espagne mais moindre qu'aux Pays-Bas, au Royaume-Uni ou au Danemark [2].

L'objectif de ce travail était de réaliser les projections, chez les femmes françaises, à l'horizon 2019, du nombre de décès par cancer du poumon et des taux de mortalité, par classe d'âge et pour l'ensemble de la population. Ces projections ont été établies pour l'ensemble de la France métropolitaine et pour ses 22 régions séparément.

MÉTHODES

Les données de mortalité ont été fournies par le Service d'information sur les causes médicales de décès de l'Inserm (CépiDc) : nombres de décès par cancer du poumon (code CIM8 - CIM9 : 162), par département, par années d'âge, de 20 à 95 ans et plus, et par année calendaire, de 1975 à 1999. Ces données ont été agrégées par tranches d'âge de cinq ans (de 20-24 ans à 95 ans et plus) et par périodes de cinq années (1975-79 à 1995-99). Les Dom n'ont pas été analysés en raison de l'existence d'une procédure particulière de certification des décès.

L'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) a estimé les effectifs de populations (passés et futurs) par département, par âge et par année à partir des résultats de quatre recensements (1975, 1982, 1990 et 1999). Les données, disponibles de 1975 à 2029 pour les âges de 20 à 95 ans et plus, ont été agrégées par tranches d'âge de cinq ans (16 classes d'âge de 20-24 ans jusqu'à 95 ans et plus).

Les données ont été groupées en 5 périodes de cinq ans entre 1975 et 1999. Les prévisions portent sur les 20 années suivantes (2000-2019) par périodes de cinq ans (4 périodes).

Les effectifs départementaux, étant trop faibles pour établir des projections robustes, les projections ont été établies aux niveaux régional et national.

Les données analysées (nombres de décès et nombres de personnes-années) se répartissent dans un tableau selon l'âge (16 classes), selon la période (9 périodes) et selon la cohorte de naissance (24 cohortes).

Les projections, établies pour les périodes 2000-2004 à 2015-2019 se sont basées sur un modèle âge-période-cohorte et une approche bayésienne [3,4]. Les calculs ont été effectués sur le logiciel Bugs.

Différents modèles ont été testés : le modèle âge-période-cohorte complet, ainsi que les modèles âge-cohorte et âge-période. Cette méthode est utilisée de plus en plus couramment [5, 6].

Les taux de mortalité, quand ils concernaient l'ensemble de la population, ont été exprimés sous forme de taux standardisés selon la population mondiale.

RÉSULTATS

Analyse descriptive

France

Entre 1975-79 et 1995-99, la population étudiée (de 20 à 95 ans et plus) est passée de 19 millions à 22,6 millions de femmes, soit une augmentation de 19 %. En 2019, cette population devrait atteindre 25 millions. Pour 1975-1979 et pour la population tronquée, la mortalité par cancer du poumon, standardisée sur la population mondiale était de 6,2 décès pour 100 000 et le nombre de décès annuel était de 1 800 environ. En 1995-1999,

la mortalité était de 11,4 décès pour 100 000 et le nombre de décès annuel était de 4 000, environ, soit une augmentation de la mortalité de 84 % par rapport à la première période (4 % par an, en moyenne), et une augmentation du nombre de décès de 116 % !

Régions

Les régions métropolitaines sont au nombre de 22. Pour la population, le taux de variation le plus fort entre les périodes 1975-79 et 1995-99 a été enregistré en Languedoc-Roussillon (+ 31 %), le plus faible dans le Limousin (+ 4 %). Pour le nombre de décès annuel et le taux de mortalité, la variation la plus forte entre ces deux périodes a été retrouvée en Corse (respectivement + 420 % et 314 %), la plus faible en Auvergne (respectivement + 48 % et 37 %) (résultats non présentés).

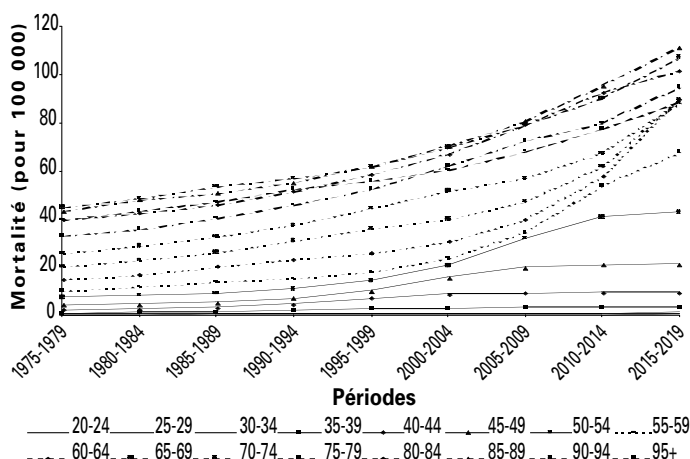
Projections

France

Des trois modèles testés, le modèle âge-cohorte était le mieux adapté aux données.

Figure 1

Cancer du poumon en France chez les femmes de 20 à 95 ans et plus, taux de mortalité spécifiques selon l'âge estimés par un modèle âge-cohorte, 1975-2019



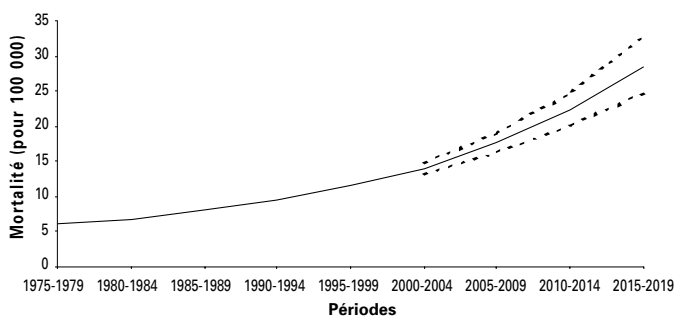
Les taux de mortalité spécifiques ont été représentés sur la figure 1. Ils augmentent avec l'âge. Les taux spécifiques observés et prédits les plus élevés correspondent aux 85-89 ans puis ils diminuent légèrement pour les deux dernières classes d'âge. Les courbes représentatives des âges de 35 à 59 ans ont un profil similaire avec, pour les 50-54 et les 55-59 ans, une augmentation importante des taux à compter de 2005. À partir de la tranche 60-64 ans, les taux présentent une « accélération » en fin de période de prédiction. L'augmentation du taux la plus forte entre le début et la fin de la période de prédiction (195 %) est prédite pour les 60-64 ans et débute en 1999. Les tranches d'âge 45-49 à 55-59 ans présentent également une accélération de la croissance du taux au cours de cette période.

La figure 2 représente le taux de mortalité pour la France (standardisé sur la population mondiale) et l'intervalle de prédiction. La tendance présente une pente croissante avec la période : l'accroissement du taux entre 2000 et 2019^(*) est de 103 % (5 % par an). Le nombre de décès par cancer du poumon, chez les femmes françaises en 2015-2019, devrait approcher les 59 000 (11 800 décès annuels).

(*) Tableau consultable sur le site de l'InVS (www.invs.sante.fr/beh)

Figure 2

Cancer du poumon en France chez les femmes de 20 à 95 ans et plus, taux de mortalité standardisés et leurs intervalles de prédiction de 1975 à 2019 sur la population mondiale estimés par un modèle âge-cohorte



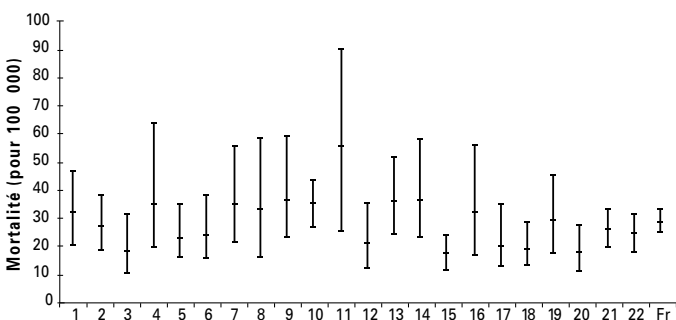
Régions

Pour chacune des 22 régions analysées, le modèle convenant le mieux était le modèle âge-cohorte, également.

Pour les taux de mortalité prédits, standardisés sur la population mondiale et les nombres de décès, la variation la plus forte entre 2000 et 2019 est attendue dans le Languedoc-Roussillon (262,5 % pour le taux de mortalité), la plus faible (70,3 % pour le taux de mortalité) dans le Nord-Pas-de-Calais^(*).

Figure 3

Mortalité par cancer du poumon chez les femmes de 20 à 95 ans et plus, estimation des taux standardisés sur la population mondiale et intervalles de prédiction à 95 % en 2015-2019 pour la France et les différentes régions françaises

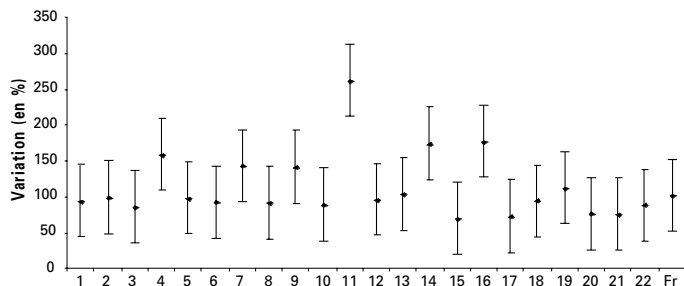


1 : Alsace ; 2 : Aquitaine ; 3 : Auvergne ; 4 : Bourgogne ; 5 : Bretagne ; 6 : Centre ; 7 : Champagne-Ardenne ; 8 : Corse ; 9 : Franche-Comté ; 10 : Île-de-France ; 11 : Languedoc-Roussillon ; 12 : Limousin ; 13 : Lorraine ; 14 : Midi-Pyrénées ; 15 : Nord-Pas-de-Calais ; 16 : Basse-Normandie ; 17 : Haute-Normandie ; 18 : Pays-de-Loire ; 19 : Picardie ; 20 : Poitou-Charentes ; 21 : Provence-Alpes-Côtes d'Azur ; 22 : Rhône-Alpes ; Fr : France.

La figure 3 compare les taux de mortalité des différentes régions et de la France à l'horizon 2015-2019. En 2019, le taux le plus important est attendu dans le Languedoc-Roussillon (55,4 décès pour 100 000), le plus faible dans le Nord-Pas-de-Calais (17,3 pour 100 000), suivi par l'Auvergne et le Poitou-Charentes.

Figure 4

Variation du taux de mortalité standardisé sur la population mondiale entre 2000-2004 et 2015-2019 et intervalle de confiance 95 % pour la France et les régions françaises



1 : Alsace ; 2 : Aquitaine ; 3 : Auvergne ; 4 : Bourgogne ; 5 : Bretagne ; 6 : Centre ; 7 : Champagne-Ardenne ; 8 : Corse ; 9 : Franche-Comté ; 10 : Île-de-France ; 11 : Languedoc-Roussillon ; 12 : Limousin ; 13 : Lorraine ; 14 : Midi-Pyrénées ; 15 : Nord-Pas-de-Calais ; 16 : Basse-Normandie ; 17 : Haute-Normandie ; 18 : Pays-de-Loire ; 19 : Picardie ; 20 : Poitou-Charentes ; 21 : Provence-Alpes-Côtes d'Azur ; 22 : Rhône-Alpes ; Fr : France.

La figure 4 (variation des taux standardisés entre la première et la dernière période de projection) montre trois groupes de régions : le premier, composé de la majorité des régions, présente les variations les plus faibles (75 % d'augmentation). Ces valeurs sont proches de celles de la France entière. Le second (160 % de variation) regroupe la Bourgogne, la Champagne-Ardenne, la Franche-Comté, Midi-Pyrénées, et la Basse-Normandie. Le dernier groupe, composé de l'unique Languedoc-Roussillon présente la variation la plus forte.

Les taux spécifiques selon l'âge dans les régions, possèdent les mêmes caractéristiques qualitatives de tendance que les taux français. Les variations sont, toutefois, moins régulières en raison du moindre nombre d'événements.

DISCUSSION

Ce travail a mis en évidence, pour la France entière et pour chacune des régions françaises, l'augmentation de la mortalité avec le temps. Le modèle âge-cohorte bayésien a permis de prévoir que le taux standardisé sur la population mondiale, pour la France, devrait passer de 14,1 pour 100 000 en 2000-2004 à 28,5 pour 100 000 en 2015-2019 (+ 103 %). Des disparités ont été trouvées dans les différentes régions. Elles sont dues, essentiellement, aux taux projetés pour les âges de 40 à 64 ans, lesquels augmentent très vite en Languedoc-Roussillon et évoluent lentement dans le Nord-Pas-de-Calais. Cependant, la forme générale des tendances des taux spécifiques ou standardisés, peu différente d'une région à l'autre, est semblable à celle des tendances estimées pour la France entière.

La constance de l'adéquation du modèle âge-cohorte et la cohérence des estimations permettent d'argumenter la confiance dans le modèle de projection et dans les résultats obtenus.

Différents travaux montrent que le modèle retenu ici (âge-cohorte bayésien) est bien adapté à l'analyse des taux de mortalité par cancer du poumon, et plus particulièrement chez la femme [5,7]. Ce modèle correspond à l'évolution de cette maladie. Le tabac, est, de loin, la cause première de l'apparition du cancer du poumon et de la mortalité qui lui est attachée. Or, chez les femmes, la prévalence du tabagisme augmente de façon importante avec la génération (effet cohorte) [8].

Certains travaux ont inclus le tabac dans l'analyse de la mortalité. Ces méthodes, justifiées par la susceptibilité particulière des femmes à l'action délétère du tabac, n'ont pas pu être mises en pratique ici en raison de l'insuffisance des données de consommation tabagique disponibles actuellement en France. Les projections réalisées ici supposent que les tendances évolutives des facteurs d'exposition restent inchangées. Cependant, en raison du temps de latence caractérisant l'apparition du cancer du poumon et la mortalité induite chez les fumeurs et en raison de l'horizon choisi pour les prédictions (20 ans), il est peu probable qu'une modification des habitudes tabagiques actuelles perturbe de façon importante les projections réalisées ici.

Dans les pays où le tabagisme des femmes s'est développé plus tôt qu'en France (USA, Royaume-Uni), la mortalité atteint, voire dépasse celle des autres cancers (sein, côlo-rectal) [8]. La France pourrait ainsi connaître une évolution comparable dans les années 2020.

RÉFÉRENCES

- Remontet L, Estève J, Bouvier AM et al. Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000. *RESP* 2003; 51:3-30.
- Réseau Francim. Le cancer en France : incidence et mortalité situation en 1995, évolution entre 1975 et 1995 [Rapport]. Ministère de l'emploi et de la solidarité. La Documentation Française, 1998, 182 p.
- Berzuini C, Clayton D. Bayesian analysis of survival on multiple time scales. *Statist Med* 1994; 13:823-38.
- Bray I. Application of Markov Chain Monte Carlo methods to projecting cancer incidence and mortality. *J R Statist Soc* 2002; 51:151-63.
- Bashir SA, Estève J. Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models. *J Epidemiol Biostatist* 2001; 6:287-96.
- Bray I, Brennan P, Boffetta P. Recent trends and future projections of lymphoid neoplasm - A Bayesian age-perio-cohort analysis. *Cancer Causes Control* 2001; 12:813-20.
- Lopez-Abente G, Pollan M, Jimenez M. Female mortality trends in Spain due to tumors associated with tobacco smoking. *Cancer Causes Control* 1993; 4(6):539-45.
- Hill C, Laplanche A. Tabagisme et mortalité : aspects épidémiologiques. *Bull Epidemiol hebdomadaire* 2003; 22+23:98-100.