

**Christophe DECLERCQ et Philippe PÉPIN**

■ **Résumé : Inégalités géographiques de mortalité par cancer dans les cantons d'Île-de-France**

L'analyse de la mortalité par cancer en Île-de-France témoigne d'une sousmortalité masculine et d'une surmortalité féminine par rapport à la moyenne française. La répartition géographique fine de ces différences montre notamment une corrélation avec les zones de précarité sociale dans les anciens bassins industriels (hommes) et la diffusion plus précoce du tabagisme (femmes).

■ **Mots-clés** : morbidité différentielle, précarité sociale, modes de vie

■ **Abstract: Geographic inequalities of cancer mortality in the Ile-de-France cantons**

Analysis of cancer mortality in the Ile-de-France region (greater Paris) indicates male decreased mortality and female increased mortality compared with the French average. The detailed geographic distribution of these differences demonstrates in particular a correlation with the areas of social precarity in the former industrial districts (men) and smoking at a younger age (women).

■ **Key words: differential morbidity, social precarity, ways of life**

**INÉGALITÉS  
GÉOGRAPHIQUES  
DE MORTALITÉ PAR  
CANCER DANS  
LES CANTONS  
D'ÎLE-DE-FRANCE**

*Christophe  
DECLERCQ\**  
*Philippe  
PÉPIN\*\**

■ Le nombre de cancers diagnostiqués chaque année est en augmentation en France et dans l'ensemble des pays développés. L'accroissement et le vieillissement de la population, le développement du dépistage et des moyens de diagnostic expliquent une part de cette augmentation. Mais celle-ci est également liée à la progression réelle de certains cancers, dont la cause est identifiée (cancers du poumon chez les femmes en lien avec l'augmentation du tabagisme féminin, mélanomes dus à l'exposition excessive au soleil) ou moins bien connue (c'est le cas par exemple des lymphomes non hodgkiniens, des tumeurs malignes du système nerveux central ou des cancers du foie, INSERM, 2005). Même si la mortalité par cancer connaît heureusement une évolution plus favorable que l'incidence, les cancers constituent aujourd'hui la première cause de décès en France (Remontet, 2002).

---

\* Observatoire Régional de Santé du Nord-Pas-de-Calais

\*\* Observatoire Régional de Santé d'Île-de-France

L'un des objectifs du Plan National Santé Environnement (PNSE) est de prévenir les pathologies d'origine environnementale et, notamment les cancers. Dans ce contexte, le projet CIRCÉ (Cancer Inégalités Régionales Cantonales et Environnement), qui regroupe les unités de l'Institut National de l'Environnement Industriel et des Risques (INERIS) en charge de l'évaluation de l'exposition et des risques liés à la pollution environnementale et les Observatoires Régionaux de Santé de quatre régions françaises (Île-de-France, Nord-Pas-de-Calais, Picardie et Rhône-Alpes), a pour ambition d'analyser la part des facteurs socio-économiques et environnementaux dans les inégalités géographiques de morbidité et de mortalité dues au cancer dans ces régions.

Les analyses réalisées au niveau régional montrent de grandes disparités de mortalité par cancer en France. Sur la période 1991-1999, le taux standardisé de mortalité par cancer est de 223 décès annuels pour 100 000 hommes en France métropolitaine, mais ce taux varie de 180 en Midi-Pyrénées à 291 en région Nord-Pas-de-Calais (soit dans un rapport de 1 à 1,6). Chez les femmes, le taux standardisé de mortalité par cancer est plus de deux fois inférieur à celui des hommes (99 décès pour 100 000 femmes en France, et les disparités régionales sont un peu moins marquées (de 88 décès pour 100 000 en Midi-Pyrénées à 115 en Nord-Pas-de-Calais, soit un rapport de 1 à 1,3). Pour certains cancers (cancers de la sphère ORL et du poumon chez l'homme notamment), les taux régionaux varient dans des rapports de un à plus de trois. Des variations de même ampleur sont observées entre les départements français (et parfois entre départements d'une même région, c'est notamment le cas en Île-de-France).

Qu'en est-il à un niveau géographique fin ?

De nombreux travaux ont été réalisés au niveau de la commune ou du canton montrant des variations encore plus importantes mais se pose alors le problème de la validité statistique des résultats obtenus sur de faibles effectifs. La cartographie directe des résultats peut amener à des interprétations excessives. Des tests statistiques simples (test du  $\chi^2$  par exemple) permettent de sélectionner les résultats statistiquement significatifs, mais cette façon de procéder a pour conséquence de repérer les communes ou cantons avec un risque relatif élevé (ou faible) et de fournir peu d'information sur une grande partie du territoire (toutes les communes pour lesquelles le résultat est non significatif).

Dans le cadre de leur participation au projet CIRCÉ, les quatre ORS ont fait le choix de travailler au niveau du canton et d'utiliser une méthode de lissage des niveaux de mortalité tenant compte de l'information disponible dans le voisinage de chaque canton (méthode basée sur des estimateurs bayésiens empiriques locaux) afin de lisser le bruit causé par l'instabilité statistique liée aux petits effectifs et mettre en évidence la structure spatiale sous-jacente de la mortalité. L'objectif de ce type de méthode est d'atténuer le bruit causé par les fluctuations aléatoires pour mieux repérer les grandes tendances des variations spatiales de la mortalité.

Les résultats présentés ici concernent la région Île-de-France mais les mêmes analyses ont été développées conjointement dans les quatre régions associées au projet.

### **Matériels et méthodes**

L'analyse de la mortalité a été réalisée à une échelle cantonale, en utilisant le découpage *canton ou ville* « regroupés » de l'Insee (avec ce découpage, les communes ne sont pas partagées sur plusieurs cantons, ce qui est une condition nécessaire pour une utilisation des données de mortalité, celles-ci n'étant pas disponibles à un niveau infracommunal). Selon ce découpage, chaque arrondissement parisien et la quasi-totalité des communes de proche couronne correspondent à un canton. Les regroupements de communes sont beaucoup plus importants en grande couronne et l'on passe finalement, pour l'ensemble de la région, de 1300 communes (et arrondissements) à 258 cantons. La période d'étude, 1991-1999, a été retenue parce qu'elle est assez longue (9 années) pour que les effectifs de décès par canton soient suffisants et parce que les données des recensements de 1990 et 1999 peuvent être utilisées pour estimer les effectifs de population pour chaque canton et chaque année de la période (Trugeon, 2006). Les données de mortalité ont été obtenues auprès du CépiDc de l'INSERM. Sur cette période, les causes de décès sont codées selon la 9<sup>ème</sup> révision de la Classification internationale des maladies (CIM9). Les localisations retenues dans le cadre de ce travail sont : l'ensemble des tumeurs malignes, l'ensemble lèvre, cavité buccale et pharynx, l'œsophage, le larynx, le colon-rectum, l'estomac, le foie, le pancréas, le poumon, la plèvre, le sein (chez

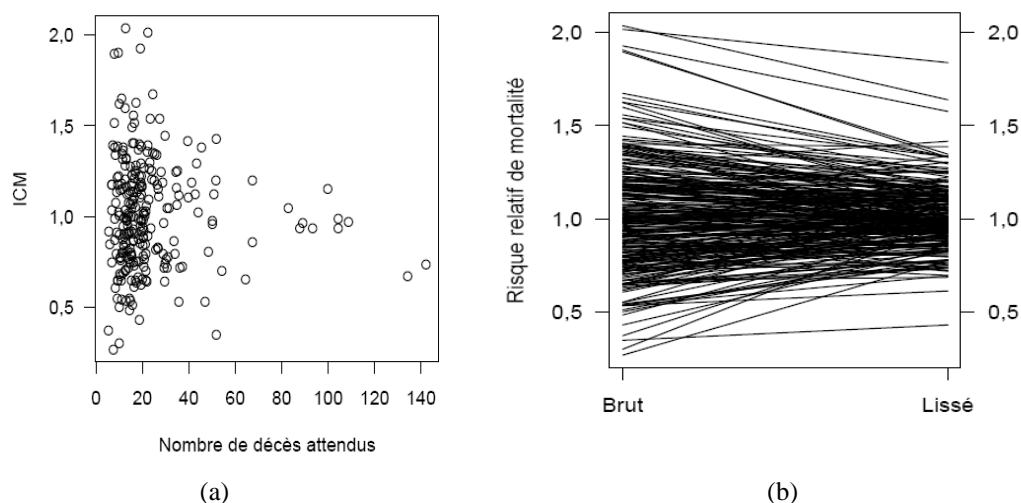
la femme) la prostate (chez l'homme), la vessie, le système nerveux central, le lymphome non hodgkinien et l'ensemble des leucémies.

Pour chacun des 258 cantons franciliens, nous avons calculé l'indice comparatif de mortalité (ICM), en utilisant comme taux de référence les taux de mortalité par classes d'âges quinquennales de la région Île-de-France. Ainsi, les cantons qui ont un niveau de mortalité inférieur à celui de l'Île-de-France ont un ICM inférieur à 1 tandis que les cantons où la mortalité est supérieure à cette moyenne régionale ont un ICM supérieur à 1 (pour plus de précision sur le calcul et l'interprétation des indices comparatifs de mortalité, voir R. PRESSAT, 1985) Pour chacune des localisations considérées, l'hétérogénéité des ICM a été testée à l'aide de la statistique de Potthoff et Whittinghill (Potthoff, 1966) et l'autocorrélation spatiale a été explorée à l'aide de l'indice de Moran (Moran, 1950). Ce dernier indice permet de préciser si la ressemblance entre cantons voisins est plus grande qu'attendue d'un modèle aléatoire. Les tests statistiques ont été réalisés par simulation sous un modèle multinomial (Waller, 2004).

Comme il a été évoqué en introduction, la variance de l'ICM est d'autant plus élevée que le nombre de décès attendus dans le canton est faible. Ceci est illustré par la figure 1 (a) pour les cancers du foie chez l'homme dans les 258 cantons de la région Île-de-France : les valeurs extrêmes de l'ICM sont observées dans les cantons dont le nombre de décès attendus est le plus faible. Par ailleurs, le calcul de l'ICM n'utilise pas l'information fournie par les autres cantons, en particulier les cantons voisins. Nous avons donc utilisé une méthode de lissage utilisant l'information disponible dans le voisinage de chaque canton pour lisser le bruit causé par l'instabilité statistique liée aux petits effectifs et ainsi mieux mettre en évidence la structure spatiale sous-jacente. Deux cantons ont été définis comme voisins si une portion au moins de leur frontière est commune (figure 2). Étant donné le caractère avant tout exploratoire de ce travail, nous avons fait le choix d'une méthode simple à mettre en œuvre, basée sur des estimateurs bayésiens empiriques locaux (Marshall, 1991). Le risque relatif de mortalité de chaque canton est traité comme une variable aléatoire, dont la meilleure estimation est obtenue en combinant une distribution a priori de moyenne et de variance estimées à partir des observations dans le voisinage du canton et de l'ICM observé. L'effet du lissage est d'autant plus important que le nombre de décès attendus dans le canton est faible (figure 1(b)). Marshall a

proposé également une méthode globale, dans laquelle la moyenne et la variance a priori sont estimées avec les observations de l'ensemble des cantons du domaine étudié. Nous avons également utilisé cette méthode (données non présentées) pour juger de la sensibilité des résultats obtenus à la méthode de lissage utilisée.

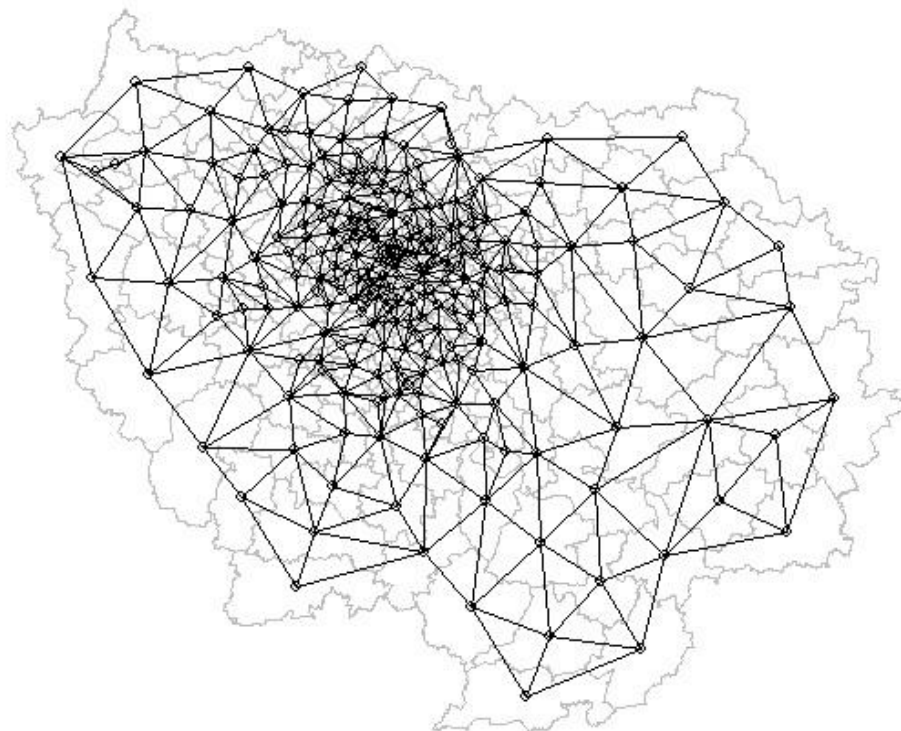
**Figure 1 : Variations de l'ICM selon le nombre de décès attendus (a) et effet du lissage (b) : exemple pour la mortalité par tumeurs malignes du foie chez l'homme dans les 258 cantons de la région Île-de-France – période 1991-1999**



### Résultats

Entre 1991 et 1999, chaque année, 12 569 franciliens et 9 194 franciliennes sont décédés d'un cancer. 33% des hommes et 25% des femmes étaient âgés de moins de 65 ans au moment du décès. Après standardisation directe sur l'âge, les hommes d'Île-de-France présentent un taux de mortalité par cancer de 215 décès pour 100 000, légèrement inférieur à celui de la France (222.7). Mais les disparités départementales sont importantes dans la région : paris (192,9 décès pour 100 000 hommes) et les Hauts-de-Seine (207.8), sont nettement au-dessous de la moyenne nationale, tandis que le département du Val-d'Oise (235.5 décès pour 100 000 hommes) et surtout la Seine-Saint-Denis (248,1) sont en surmortalité. contrairement aux hommes, les femmes d'Île-de-France présentent une surmortalité par cancer avec un taux de 104,5 décès pour

**Figure 2 :** Carte des contiguïtés cantonales en Île-de-France.



100 000 quand la moyenne nationale est de 98,9 décès pour 100 000 femmes. Tous les départements franciliens présentent une surmortalité par cancer chez la femme, avec des taux allant de 100,2 décès pour 100 000 femmes en Essonne (101,0 dans les Yvelines) et jusqu'à 107,8 à Paris et 109,8 en Seine-Saint-Denis. La situation de Paris est remarquable puisque, par rapport aux moyennes nationales, ce département présente à la fois une sousmortalité par cancer chez l'homme et une surmortalité chez la femme.

Au niveau local, les analyses statistiques et cartographiques effectuées ont permis de caractériser les variations géographiques du risque de mortalité par cancer chez l'homme.

Celui-ci présente une très grande hétérogénéité et une forte auto-corrélation spatiale dans les cantons d'Île-de-France. La carte des risques

relatifs lissés met en évidence la structure spatiale de la mortalité masculine par cancer dans la région. Après lissage, le niveau de mortalité varie dans une fourchette comprise entre -30% et +30% autour de la moyenne régionale (celle-ci étant, rappelons-le, très légèrement inférieure à la moyenne nationale). On distingue une zone de sous-mortalité qui s'étend depuis Paris (arrondissements du centre et du sud-ouest) jusqu'à Versailles dans les Yvelines et la vallée de la Bièvre en Essonne. Une vaste zone de surmortalité (de l'ordre de +10% à +30% par rapport à la moyenne régionale) couvre la quasi-totalité de la Seine-Saint-Denis, puis s'étend vers le Nord et l'Est, dans les départements du Val-d'Oise et de la Seine-et-Marne (figure 3 (a)).

Chez les femmes, le niveau de mortalité par cancer présente également une hétérogénéité et une forte auto-corrélation spatiale dans les cantons d'Île-de-France. Pourtant, la carte des risques relatifs lissés met en évidence une structure spatiale assez uniforme parce que la quasi-totalité des cantons présentent, après lissage, un niveau de mortalité par cancer compris entre - 10% et +10% autour de la moyenne régionale (et appartiennent donc à la même classe centrale).

Il existe donc des variations spatiales de la mortalité par cancer des femmes au sein de la région mais celles-ci sont de plus faible ampleur que chez les hommes et, globalement, la surmortalité par cancer des Franciliennes (+ 6% par rapport à la moyenne nationale) se révèle assez uniformément répartie sur le territoire régional (figure 3 (b)).

Les mêmes analyses ont été reproduites pour une sélection de cancers ou groupes de cancers (énumérée en introduction). Au niveau régional, les hommes d'Île-de-France ne se démarquent défavorablement de la moyenne nationale que pour le cancer de la plèvre (taux de 2.2 décès pour 100 000 contre 1,8 en France) et cette moyenne régionale recouvre des disparités importantes qui s'expriment au niveau départemental mais de façon plus intéressante encore au niveau cantonal (figure 3 (d)), même si il s'agit d'un cancer relativement rare (684 décès masculins en moyenne par an en France dont 129 en Île-de-France). Pour le cancer du poumon qui est à l'origine du plus grand nombre de décès chez l'homme (20 163 décès masculins par an au niveau national et 3 124 en Île-de-France) et pour lequel l'Île-de-France ne se démarque pas de la moyenne



nationale, le niveau de mortalité cantonal varie (après lissage) dans une fourchette comprise entre - 40% et +50% autour de la moyenne régionale. Autrement dit dans des cantons distants de quelques kilomètres, voire limitrophes, le niveau de mortalité des hommes par cancer du poumon peut varier de un à trois (figure 3 (c)).

D'une manière générale, les contrastes sont marqués chez l'homme avec les localisations pour lesquelles les consommations d'alcool et de tabac ainsi que certaines expositions subies dans le cadre professionnel constituent des facteurs de risque avérés (poumon, lèvre, cavité buccale et pharynx, œsophage, foie, vessie, plèvre). Sur le plan géographique, il est remarquable d'observer à quel point les zones en difficulté économiques cumulent les situations de surmortalité pour la plupart de ces cancers. C'est le cas d'une grande partie de la Seine-Saint-Denis (cantons très urbains) mais aussi de nombreux cantons situés en périphérie du Val-d'Oise et de la Seine-et-Marne, qui présentent au contraire des aspects ruraux.

Chez les Franciliennes, la surmortalité par cancer s'explique en partie par le cancer du sein, premier cancer chez la femme (55 599 décès par an en France, 9 194 en Île-de-France), dont le niveau de mortalité est supérieur de 8% en Île-de-France à la moyenne nationale. Il s'explique aussi par une surmortalité des Franciliennes pour les cancers dont la consommation tabagique constitue un facteur de risque majeur : le poumon, le groupe lèvre, cavité buccale et pharynx, l'œsophage. Les informations disponibles sur la consommation tabagique tendent à montrer que celle-ci a été relativement importante chez les Franciliennes pendant les années soixante et soixante-dix (d'où cette surmortalité observée 30 ans plus tard, correspondant aux délais de plusieurs décennies généralement observés entre exposition tabagique et maladie pour ces cancers). Cependant, les analyses réalisées au niveau cantonal n'ont pas permis de caractériser de forts contrastes de mortalité pour ces cancers chez la femme. Des effectifs beaucoup plus faibles que chez les hommes mais aussi, probablement, des comportements à risque moins marqués socialement chez la femme expliquent ce résultat.

Le cas de la mortalité par cancer du sein est intéressant : malgré des effectifs de décès importants et des disparités géographiques marquées aux

niveaux régional et départemental, les tests portant sur l'hétérogénéité et sur l'autocorrélation spatiale entre cantons ne sont pas significatifs. De fait, il n'a pas été possible de caractériser les contrastes de mortalité pour ce cancer dans les cantons franciliens.

Enfin, il n'a pas été possible, dans le cadre de cette étude, de caractériser les disparités géographiques de mortalité par cancers du système nerveux central, ni par lymphomes malins non hodgkiniens, ni par leucémies et ce, malgré des effectifs de décès relativement importants pour ces trois cancers (et en forte progression pour les deux premiers). Les tests d'hétérogénéité et d'auto-corrélation spatiale sont non significatifs pour les deux sexes. Pour ces cancers, il est difficile de faire la part d'un possible manque de puissance (effectifs de décès insuffisants) ou d'une absence d'hétérogénéité globale de la mortalité. Précisons que, pour ces cancers, les différences de mortalité entre régions françaises sont également assez faibles.

### **Discussion et conclusion**

L'échelle cantonale retenue pour ce travail apparaît comme un bon compromis entre résolution géographique, disponibilité des données et stabilité statistique. L'emploi d'une méthode de lissage permet d'atténuer les fluctuations aléatoires liées aux petits effectifs de décès, en prenant en compte pour chaque canton l'information fournie par ses voisins. Le caractère avant tout exploratoire de ce travail, le nombre important de localisations analysées et la volonté d'adopter une méthode commune ont conduit à utiliser une méthode de lissage simple. L'objectif de ce type de méthode est d'atténuer le bruit causé par les fluctuations aléatoires pour mieux repérer les grandes tendances des variations spatiales de la mortalité, et non de détecter des discontinuités, par exemple des cantons isolés avec un risque relatif élevé. Pour certaines localisations cancéreuses, par exemple le poumon, le côlon-rectum, le groupe lèvres, cavité buccale et pharynx et l'ensemble des cancers chez l'homme, les résultats paraissent robustes en Île-de-France comme dans les trois autres régions associées au projet. Pour ces cancers, les résultats apparaissent peu sensibles à la méthode de lissage utilisée. Lors de travaux antérieurs réalisés en région Nord-Pas-de-Calais avec une méthodologie plus sophistiquée (modèle

complètement bayésien), les résultats obtenus étaient très similaires (Declercq, 2004). Les résultats apparaissent également intéressants pour le cancer de la plèvre puisque, malgré des effectifs de décès relativement réduits, il a été possible de caractériser de forts contrastes de mortalité pour ce cancer en Île-de-France et dans les trois autres régions.

L'interprétation de ces résultats et leur prise en compte dans le cadre de politiques locales de santé nécessite de prendre en compte deux aspects importants.

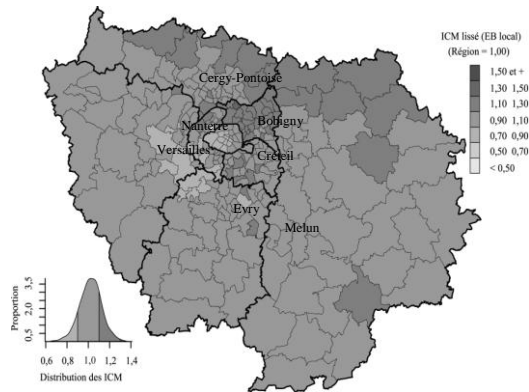
- D'une part, il s'agit de données de mortalité alors que des données de morbidité seraient plus pertinentes. Pour les cancers à mauvais pronostic, l'interprétation est relativement simple car on peut admettre que l'incidence et la mortalité sont proches. En revanche, pour les localisations dont la survie est relativement bonne, la mortalité est fonction de l'incidence mais elle est aussi conditionnée par l'accès des patients atteints à un traitement précoce, voire à un dépistage si celui-ci est possible. Ceci pourrait par exemple expliquer la relativement faible hétérogénéité observée pour les tumeurs malignes du sein dont le taux de survie à cinq ans atteint 84% en France (Expertise collective INSERM, 2005). Le choix de travailler sur des données de mortalité a été imposé par l'absence d'enregistrement exhaustif des nouveaux cas de cancers sur les territoires des quatre régions participant au projet (à l'exception d'un département en région Picardie, la Somme, et d'un département en région Rhône-Alpes, l'Isère, qui disposent d'un registre général des cancers). Dans ce dernier département, des travaux complémentaires ont été réalisés visant à évaluer la corrélation spatiale entre les données de mortalité utilisées dans le cadre de cette étude et les données d'incidence correspondantes (même niveau géographique et même période) recueillies par le registre des cancers. Les premières analyses montrent une corrélation relativement forte pour certaines localisations (plèvre et poumon chez l'homme, notamment) et une faible corrélation pour d'autres localisations, notamment pour celles dont le taux de survie est relativement élevé (Colonna, 2008).

- D'autre part, il ne faut pas négliger le délai nécessaire à l'apparition de certains cancers, par exemple les tumeurs malignes du poumon ou de la plèvre, pour lesquelles le temps d'induction est de plusieurs décennies. Pour ces pathologies, les cartes présentées sont donc le reflet d'une exposition historique aux facteurs de risque. Les cartes des tumeurs malignes de la plèvre chez les hommes sont ainsi très évocatrices d'expositions professionnelles dans des activités industrielles actuellement interrompues (traitement de l'amiante notamment).

Malgré ces limites, les travaux réalisés montrent qu'il est possible de caractériser les disparités géographiques de la mortalité par cancer à un niveau géographique fin. La prise en compte de ces inégalités constitue un enjeu majeur pour les politiques de lutte contre le cancer. Même si les plus fortes inégalités géographiques sont observées pour des cancers dont les principaux facteurs de risque sont l'alcool et le tabac, le rôle d'autres déterminants doit être envisagé, en particulier les conditions matérielles de vie liées à la situation socio-économique, les facteurs environnementaux et professionnels. C'est la raison pour laquelle les développements ultérieurs de ce projet se feront selon trois axes : prise en compte des caractéristiques sociodémographiques des territoires, mise à jour des données de mortalité pour caractériser les évolutions en cours et faisabilité de croisements avec des données d'expositions environnementales.

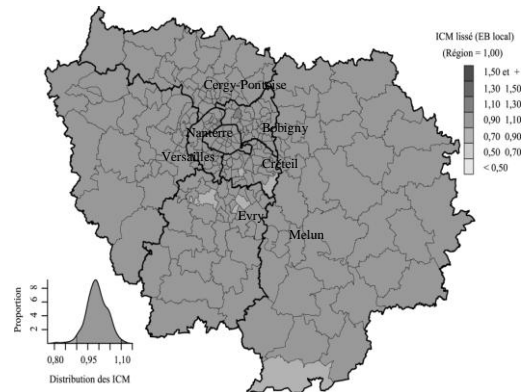
**Figures 3 : Cartographie des risques relatifs lissés de mortalité par cancer (ICM)**  
 Île-de-France = 1,00)  
 258 cantons villes "regroupés" d'Île-France - 1991-1999

a) hommes - tous cancers



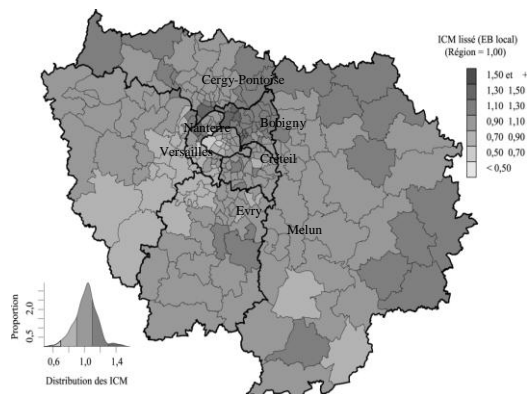
Test d'hétérogénéité :  $p=0.001$   
 Autocorrélation :  $I(\text{Moran}) = 0.392$   $p=0.001$   
 $p=0.002$

b) femmes - tous cancers



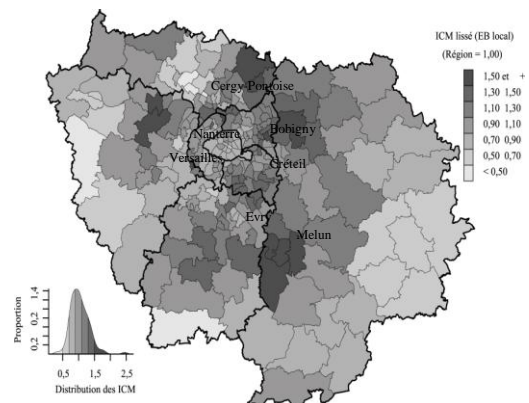
Test d'hétérogénéité :  $p=0.001$   
 Autocorrélation :  $I(\text{Moran}) = 0.128$

c) hommes - poumon



Test d'hétérogénéité :  $p=0.001$   
 Autocorrélation :  $I(\text{Moran}) = 0.326$   $p=0.001$   
 $p=0.08$

d) hommes - plèvre



Test d'hétérogénéité :  $p=0.007$   
 Autocorrélation :  $I(\text{Moran}) = 0.054$

## ■ Bibliographie

- CLIFF A.D. and ORD J.K. (1981), *Spatial processes. Models and applications*, London, Pion, 266 p.
- COLONNA M. (2008), *Analyse de la répartition spatiale de la mortalité et de l'incidence du cancer dans le département de l'Isère sur la période 1991-1999*
- DECLERCQ C., LABBE E., OBEIN L., POIRIER G., LACOSTE O. (2004). *Inégalités socio-spatiales de mortalité dans la région Nord - Pas-de-Calais*, Lille, Observatoire Régional de la Santé Nord-Pas-de-Calais
- MARSHALL R.J. (1991), Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators, *J R Stat Soc Ser C Appl Stat* 40: 283-94
- MORAN P. A. P., (1950) Notes on continuous stochastic phenomena, *Biometrika*, 37, p 17-23
- POTTHOFF R. F., WHITTINGHILL M. (1966). Testing for homogeneity. II. The Poisson distribution, *Biometrika*, 53, p. 183-190
- PRESSAT R. (1985), *Manuel d'analyse de la mortalité*, sous la direction de R. PRESSAT, OMS, INED
- REMONTET L., BUEMI A., VELTEN M., JOUGLA E., ESTÈVE J. (2002), *Évolution de l'incidence et de la mortalité par cancer en France de 1978 à 2000*, Saint-Maurice, Institut de Veille Sanitaire
- INSERM (2005), Expertise collective, *Cancers, pronostics à long terme*
- INSERM (2005), *Cancer. Approche méthodologique du lien avec l'environnement*, Paris, Les Éditions INSERM
- TRUGEON A., FONTAINE D., B. LEMERY B. (2006), *Inégalités socio-sanitaires en France: de la région au canton*. Paris, Masson
- WALLER L. A., GOTWAY C. A. (2004), *Applied spatial statistics for public health data* Hoboken, John Wiley & Sons

## Méthodologie, définitions :

### - Mesure de l'hétérogénéité

La mesure de l'hétérogénéité vise à juger si la dispersion des valeurs  $x_i$  prises par une variable X en différents lieux i est trop importante pour être compatible avec des fluctuations aléatoires autour d'une loi de Poisson. Le test statistique utilisé dans le cadre de ces travaux est celui de Potthoff et Whittinghill. Le test a été réalisé par simulation sous un modèle multinomial.

**- Mesure de l'autocorrélation spatiale**

Une propriété souvent constatée, lors de l'observation de données à caractère spatial, est que les valeurs  $x_i$  prises par une même variable  $X$  en différents lieux  $i$  présentent des relations entre observations proches dans l'espace. Quand les  $x_i$  montrent une interdépendance dans l'espace, on parle de données autocorrélées spatialement (Cliff et Ord, 1981). L'indice de Moran est un indicateur (parmi d'autres) de l'autocorrélation spatiale. Il utilise au numérateur un terme de covariance pondérée entre observations contiguës : covariance nulle en absence d'autocorrélation spatiale, positive dans le cas d'autocorrélation positive, et négative en cas d'autocorrélation négative. Le dénominateur est constitué d'une mesure de la variance des observations.

**- Logiciel**

Les analyses ont été réalisées avec le logiciel R version 2.7.0 (2008-04-22)  
Copyright © 2008 the R Foundation for Statistical Computing