

Mesure des inégalités de mortalité par cause de décès. Approche écologique à l'aide d'un indice de désavantage social

Grégoire Rey (gregoire.rey@inserm.fr)¹, Stéphane Rican^{1,2}, Eric Jougl¹

1/ Inserm, CépiDc, Le Vésinet, France

2/ Laboratoire Espace, santé et territoires, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, Nanterre, France

Résumé / Abstract

Introduction – Les indicateurs de désavantage social permettent une surveillance en routine des inégalités de santé. Cette étude définit un indicateur et évalue son association avec la mortalité par cause de décès sur l'ensemble de la France métropolitaine.

Méthodes – L'indicateur de désavantage social FDep99 est défini à l'échelle communale comme la première composante d'une analyse en composante principale de quatre variables.

L'association spatiale entre désavantage social et mortalité est étudiée selon la tranche d'unité urbaine, la région et la cause de décès, sur la période 1997-2001.

Résultats – FDep99 représente 68% du total de l'inertie du nuage de points. Sa construction est insensible à la tranche d'unité urbaine considérée.

Il est positivement et quasi-linéairement associé au niveau de mortalité, le SMR (ratio de mortalité standardisé) étant de 24% plus élevé pour les communes du quintile le plus désavantagé par rapport à celles du quintile le moins désavantagé. L'association est similaire au sein de chaque tranche d'unité urbaine et de chaque région. Elle est positive pour la quasi-totalité des causes de décès, et plus forte pour les hommes.

Conclusion – La méthode de construction de l'indice proposé permet de résumer l'hétérogénéité socioéconomique du territoire sans lien *a priori* avec la mortalité. L'indice permet une observation en routine des inégalités sociales de santé ; il fait actuellement l'objet d'investigations complémentaires.

Measuring social inequalities in mortality by cause of death. Ecological approach based on social a deprivation index

Introduction – Deprivation indexes allow the monitoring of socio-economic inequalities in health. This study creates a deprivation index and evaluates its association with mortality by cause of death over the whole mainland France territory.

Methods – The deprivation index, "FDep99", was developed at the "commune" level as the first component of a principal component analysis of four variables.

The spatial association between FDep99 and mortality was studied by degree of urbanicity, "region", and cause of death, over the period 1997-2001.

Results – FDep99 accounted for 68% of the total variation and its building is insensitive to the degree of urbanicity.

It is positively and quasi-linearly associated to mortality, the standardized mortality ratio (SMR) is 24% higher for the communes of the most deprived quintile than for those of the least deprived quintile. The association is similar for each degree of urbanicity and region. It is positive for almost all causes of death and significantly greater for men.

Conclusions – The deprivation index proposed reflects a major part of spatial socioeconomic heterogeneity, without any *a priori* link with general mortality. The index may be routinely used to observe health inequalities, it is currently the subject of complementary investigations.

Mots clés / Key words

Désavantage social, mortalité, analyse écologique, cause de décès / Deprivation, mortality, ecological analysis, cause of death

Introduction

L'analyse et la surveillance des inégalités sociales de santé passent par l'élaboration d'indicateurs standards et reproductibles des situations sociales. Ces mesures sont régulièrement basées soit sur le seul statut individuel (profession et catégorie socioprofessionnelle, niveau d'études, niveau de revenu, etc.), soit sur des caractéristiques du contexte de résidence s'appuyant sur des données agrégées. Ces dernières sont souvent les plus accessibles et régulièrement mises à jour.

Les indices de désavantage social ("Deprivation Index" en anglais) sont couramment utilisés pour analyser les différentiels de santé. Ils peuvent contribuer à la surveillance des inégalités sociales de santé, à l'analyse des déterminants sociaux et environnementaux de la santé ainsi qu'au ciblage de populations ou de zones en situation de risque [1]. Le concept de désavantage social a été initialement défini par Townsend comme un « état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe » [2]. De nombreux indices synthétiques, dont les indices de Townsend et de Carstairs, ont été définis pour quantifier le désavantage social. Ces

indices se calculent comme une somme pondérée de plusieurs variables mesurant le niveau socio-économique de la population résidente au sein d'unités spatiales.

L'universalité des indices de Carstairs et Townsend, construits dans des contextes majoritairement urbains et anglo-saxons à partir des années 1980, est couramment interrogée [3]. En France, plusieurs autres indices ont été proposés [4-9], rassemblant des paramètres et des méthodologies variés. À ce jour, aucun de ces indices n'a eu pour objectif la comparabilité du niveau socioéconomique sur l'ensemble du territoire français.

L'association entre désavantage social, mesuré au travers d'indices agrégés, et mortalité est le plus souvent positive [10;11].

Cet article a dans un premier temps pour objectif d'exposer une méthode de calcul d'un indice de désavantage social sur l'ensemble de la France métropolitaine. Dans un second temps, l'association entre désavantage social et mortalité est mesurée dans différents contextes, tenant compte des caractéristiques rurales ou urbaines de chaque zone et de leur implantation régionale. Le traitement est effectué pour différentes causes de décès. Cet article

synthétise la méthode et de nombreux résultats préalablement publiés [7].

Matériel et méthode

Indice de désavantage social

L'indice de désavantage social, noté « FDep99 » a été construit à l'échelle des communes, des cantons et des régions en utilisant les données disponibles à l'échelle des communes sur l'ensemble du territoire (source : Insee) : le recensement de la population de 1999 et les données de déclarations d'impôt de 2001 (disponibles uniquement pour les communes de plus de 50 ménages). L'indice a été construit afin de respecter les propriétés suivantes : unidimensionnel, maximisant la représentation de l'hétérogénéité de ses composantes et fortement associé avec ses composantes au sein de chaque tranche d'unité urbaine (TUU).

Quatre variables ont été retenues : le revenu médian par ménage, le pourcentage de bacheliers dans la population de plus de 15 ans, le pourcentage d'ouvriers dans la population active et le taux de chômage. Alors que les deux premières variables représentent une dimension négative du désavantage social, les deux dernières en représentent une dimension positive. Ces variables ont été choisies

au regard de travaux précédents [1;4;10;12]. Elles représentent des dimensions fondamentales du niveau socioéconomique, comparables entre les TUU, et fortement associées entre elles au sein de chaque TUU et entre les TUU.

L'indice FDep99 a été défini comme la première composante de l'analyse en composante principale (ACP) de ces quatre variables. FDep99 représente 68% de l'inertie totale formée par les quatre variables et est fortement corrélé à chacune de ces dimensions dans un sens cohérent de désavantage social (négativement avec le revenu médian et le pourcentage de bacheliers, positivement avec le pourcentage d'ouvriers et le taux de chômage). Les coefficients de l'ACP sont très similaires lorsqu'ils sont calculés séparément dans chaque TUU ou sur l'ensemble de la France.

L'indice a tout d'abord été calculé à l'échelle des communes, puis a été agrégé aux échelles des cantons et des régions en calculant la moyenne pondérée par les populations des communes.

Le territoire a par la suite été divisé en quintiles de FDep99, représentant chacun environ 20% de la population.

Tranche d'unité urbaine (TUU)

Le concept d'unité urbaine a été développé par l'Insee pour définir le niveau rural/urbain des communes. Une unité urbaine est un ensemble de communes dont les habitations sont séparées de moins de 200 mètres. Cinq tranches d'unité urbaine (TUU) sont définies selon la taille de la population : rurale (moins de 2 000 habitants), quasi-rurale (de 2 000 à 9 999 habitants), quasi-urbaine (de 10 000 à 99 999), urbaine (de 100 000 à 1 999 999 habitants) et agglomération parisienne.

Données de mortalité

Les données de mortalité sont issues de la base de données du CépiDc-Inserm pour la France métropolitaine de 1997 à 2001, représentant un total de 2 650 390 décès. La commune de résidence au moment du décès est utilisée comme localisation du sujet décédé. La cause initiale du décès est classée selon 17 grandes catégories utilisées par Eurostat.

Mesure d'association

Le ratio de mortalité standardisé (SMR) est utilisé pour caractériser les différentiels de mortalité. Il est calculé comme le ratio entre la mortalité observée dans une unité spatiale et la mortalité attendue (taux de mortalité France entière de la période 1997-2001 appliqué à la population de l'unité spatiale, par âge et sexe). Deux mesures d'association ont été utilisées :

– le ratio (SMR_{Q5} / SMR_{Q1}), SMR_{Q1} étant le SMR de l'unité spatiale dont FDep99 se situe entre le (i-1)^{ème} et le i^{ème} quintile,

– la tendance log-linéaire, définie comme l'association linéaire entre le logarithme du SMR et FDep99. L'association a été calculée à l'aide d'un modèle de Poisson avec prise en compte d'un terme de surdispersion non spatialement structuré. Le modèle utilisé est le suivant :

$$\begin{cases} O_u \sim P(\lambda_u) \\ \log(\lambda_u) = \log(E_u) + \alpha + \beta \cdot FDep99_u \end{cases}$$

Où :

- u est une commune ;
- O_u est le nombre de décès domicilié dans "u" sur la période 1997-2001 ;
- E_u est le nombre de décès attendu dans "u" ;
- α est la constante ;
- β est la tendance log-linéaire.

Résultats

Distributions géographiques de FDep99 et de la mortalité toutes causes

Les distributions géographiques de FDep99 et du SMR sont représentées à l'échelle des régions et à celle plus fine des cantons (figure 1).

À l'échelle des régions, les distributions de la mortalité et de FDep99 sont similaires, avec notamment un gradient sud-nord et de faibles valeurs en région parisienne. Cependant, certaines différences sont observées, en particulier en Bretagne et en Alsace où la mortalité est élevée mais FDep99 relativement faible.

À l'échelle des cantons, les similarités sont moins évidentes. La distribution de la mortalité conserve les grands traits de sa distribution à l'échelle régionale tandis que la distribution de FDep99 est fortement influencée par des variations selon le gradient rural/urbain. Les cantons situés au centre de chaque département, majoritairement urbains, sont peu désavantagés et s'opposent aux cantons périphériques plus désavantagés (figure 1).

Associations entre FDep99 et la mortalité toutes causes par tranche d'unité urbaine (TUU)

La mortalité est significativement inférieure, d'au moins 9%, dans la TUU Paris et banlieue que dans les autres TUU (tableau 1). La TUU est un facteur majeur de variation de FDep99. L'écart de valeur entre le premier et le cinquième quintile est nettement plus élevé pour les TUU les plus urbaines. L'association entre la mortalité et FDep99 est forte et significative en considérant l'ensemble de la France de même qu'à l'intérieur de chaque TUU (tableau 1). Sur l'ensemble de la France, le SMR est

de 24% supérieur dans les communes du cinquième quintile de FDep99 comparé aux communes du premier quintile. Ces différentiels de mortalité sont plus élevés pour les TUU les plus urbaines (11% pour les zones rurales, 30% pour Paris et sa banlieue).

L'association entre FDep99 et la mortalité est proche de la linéarité dans chacune des TUU considérée séparément. Le test d'interaction entre TUU et FDep99 indique que les tendances log-linéaires ne sont pas statistiquement hétérogènes entre les TUU.

Association entre FDep99 et la mortalité toutes causes par région

À l'échelle des communes, l'association entre FDep99 et la mortalité est également très proche de la linéarité au sein de chaque région (figure 2). Le test d'interaction entre TUU et FDep99 indique que la tendance log-linéaire est non significativement hétérogène entre les régions.

De ce fait, les plus forts différentiels de mortalité sont observés dans les régions pour lesquelles les différentiels de FDep99 sont les plus importants, et ce en particulier en région parisienne.

À un niveau donné de FDep99, de forts différentiels de mortalité sont observés par région. En particulier, la mortalité dans la région Nord-Pas-de-Calais est nettement supérieure à la mortalité des autres régions, quelle que soit la valeur de FDep99.

Association entre FDep99 et la mortalité par cause de décès et par sexe

À l'exception des maladies infectieuses, des états morbides mal définis et des infections périnatales pour les filles, la mortalité est significativement plus élevée pour les communes les plus désavantagées quelle que soit la cause de décès (tableau 2). Les catégories pour lesquelles les différentiels de mortalité sont les plus marqués sont les morts violentes, les maladies du système digestif, les maladies mentales, les maladies endocriniennes et nutritionnelles, les complications de grossesse, les maladies respiratoires et les maladies cardiovasculaires.

Tableau 1 Association entre FDep99 et la mortalité toutes causes à l'échelle des communes, par Tranche d'unité urbaine, France | Table 1 Association between the FDep99 index and all-cause mortality on the commune level, by degree of urbanicity, France

	France entière	Tranches d'unité urbaine (TUU)				
		Rurale	Quasi-rurale	Quasi-urbaine	Urbaine	Paris et banlieue
Nombre d'unités spatiales	30 498	24 533	2 466	1 774	1 312	414
Population (en millier)	59 273	14 101	7 019	11 143	17 196	9 814
SMR		1,13*	1,17*	1,13*	1,09*	1,00
Moyenne	0	0,34	0,36	0,33	-0,03	-1,07
FDep99	2,73	1,92	2,03	1,85	2,46	3,54
SMR _{Q5} /SMR _{Q1}	1,24*	1,11*	1,17*	1,20*	1,29*	1,30*
SMR ajusté		1,01	1,04	0,99	1,00	1,00 (réf.)

FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.

Q5-Q1 : différence entre la moyenne de FDep99 pour les communes dont l'indice est supérieur au 4^{ème} quintile et la moyenne de l'indice pour les communes dont l'indice est inférieur au premier quintile.

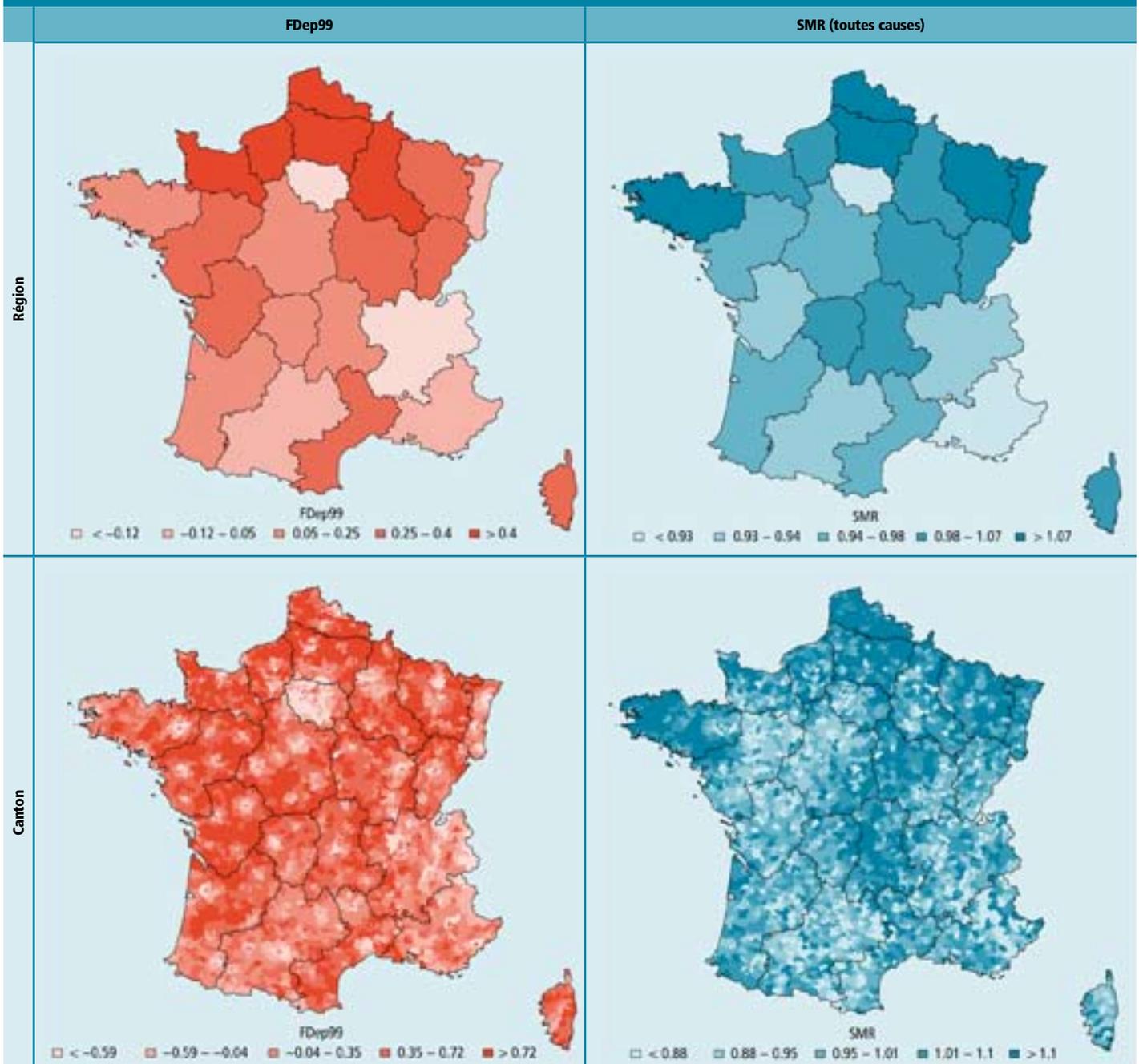
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001.

SMR_{Q5}/SMR_{Q1} : ratio du SMR des communes dont l'indice est supérieur au 4^{ème} quintile et du SMR des communes dont l'indice est inférieur au premier quintile.

SMR ajusté : SMR moyen de la TUU (référence 1 pour Paris et banlieue) ajusté sur une tendance log-linéaire de FDep99.

* La valeur est significativement différente de 1 au seuil 5%.

Figure 1 Distribution spatiale de l'indice FDep99 et de la mortalité toute cause à l'échelle des régions et des cantons, France / Figure 1 Geographic distribution of the FDep99 index and all-cause mortality on the region and canton levels, France



FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001.

Par sexe

Les différentiels de mortalité sont globalement près de deux fois plus élevés pour les hommes (+33%) que pour les femmes (+18%). Pour les cancers, les différentiels de mortalité sont uniquement observés pour les hommes, et sont de moindre amplitude que pour la mortalité toutes causes. Les différentiels sont particulièrement plus élevés pour les hommes que pour les femmes pour les troubles mentaux, les morts violentes, les maladies du système respiratoire et du système digestif.

Discussion

Indice de désavantage social

Les indices de désavantage social n'ont pas pour vocation première de permettre la recherche de

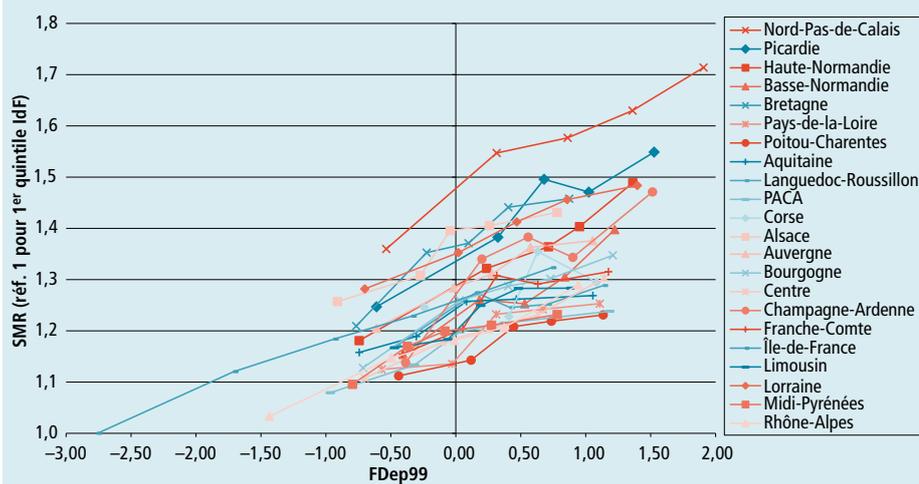
relation causale entre situations sociales et mortalité. Ils sont principalement construits pour permettre une description large et un suivi en routine des inégalités de santé liées aux disparités socio-économiques.

L'indice FDep99 n'est pas le seul indice de désavantage social développé en France. D'autres indices ont également été développés pour approcher les situations sociales sur la base d'informations géo-référencées [4-6;8;9]. Des initiatives sont actuellement en cours pour tenter d'harmoniser ces approches et de disposer de référentiels communs intégrant des réflexions sur les méthodes de construction, les domaines d'application ou les critères associés aux contextes de résidence (enclavement, proximité, ségrégation, etc.).

La construction de l'indice proposée ici est très similaire à celle utilisée pour la plupart des indices récents [1;4;11]. L'indice FDep99 est ainsi construit avec des contraintes pratiques, notamment la disponibilité de données à une échelle fine sur l'ensemble du territoire. Il a été validé à partir de critères non exhaustifs, à l'aide d'une méthode intégrant la prise en compte de la structure socioéconomique des entités spatiales étudiées. Sa construction a été effectuée sans lien *a priori* avec la mortalité ou toute autre mesure de santé.

L'échelon le plus fin d'analyse retenu (communes) ne permet de cerner qu'une partie des situations de désavantage mettant l'accent sur les oppositions entre centres urbains et périphéries rurales mais occultant, par construction, les variations intra-urbaines.

Figure 2 Différentiel de mortalité à l'échelle des communes, par région, France / Figure 2 Mortality differentials at the commune level, by region, France



FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001 (référence 1 pour le SMR du premier quintile de l'Île-de-France).

Tableau 2 Différentiel de mortalité selon l'indice FDep99 (SMR_{Q5}/SMR_{Q1}) à l'échelle des communes, par cause de décès et par sexe, France / Table 2 Mortality differentials with the FDep99 index (SMR_{Q5}/SMR_{Q1}) on the commune level, by cause of death category and gender, France

	Total %	SMR_{Q5}/SMR_{Q1}		
		Ensemble % [IC 95%]	Hommes % [IC 95%]	Femmes % [IC 95%]
1. Maladies infectieuses	1,7	1,01 [0,98;1,04]	0,98 [0,94;1,02]	1,05 [1,00;1,09]
2. Cancers	27,9	1,16 [1,15;1,17]	1,26 [1,25;1,27]	1,02 [1,01;1,03]
3. Maladies du sang	0,5	1,19 [1,13;1,26]	1,20 [1,11;1,31]	1,19 [1,10;1,28]
4. Maladies endocriniennes	3,2	1,42 [1,39;1,46]	1,46 [1,41;1,51]	1,40 [1,36;1,44]
5. Troubles mentaux	3,0	1,48 [1,45;1,52]	1,68 [1,62;1,74]	1,37 [1,33;1,41]
6. Système nerveux	3,3	1,08 [1,06;1,11]	1,14 [1,10;1,18]	1,04 [1,01;1,07]
7. Maladies cardiovasculaires	30,9	1,31 [1,30;1,32]	1,36 [1,35;1,38]	1,27 [1,26;1,29]
8. Appareil respiratoire	7,5	1,34 [1,32;1,36]	1,48 [1,45;1,51]	1,22 [1,19;1,24]
9. Appareil digestif	4,7	1,48 [1,46;1,51]	1,63 [1,59;1,67]	1,34 [1,30;1,38]
10. Maladie de la peau	0,5	1,33 [1,25;1,41]	1,36 [1,22;1,52]	1,31 [1,22;1,41]
11. Système ostéo-articulaire et muscle	0,6	1,14 [1,08;1,20]	1,19 [1,09;1,30]	1,12 [1,05;1,19]
12. Appareil génito-urinaire	1,4	1,18 [1,14;1,22]	1,21 [1,16;1,27]	1,15 [1,10;1,21]
13. Complications de grossesse, accouchement	0,0	1,60 [1,15;2,23]		1,60 [1,15;2,23]
14. Infections périnatales	0,3	1,11 [1,03;1,19]	1,10 [1,00;1,22]	1,11 [0,99;1,24]
15. Malformations congénitales	0,3	1,29 [1,20;1,39]	1,30 [1,18;1,44]	1,28 [1,15;1,42]
16. États morbides mal définis	6,3	0,86 [0,85;0,88]	0,83 [0,81;0,85]	0,89 [0,87;0,91]
17. Morts violentes	8,0	1,50 [1,47;1,52]	1,67 [1,64;1,71]	1,27 [1,25;1,30]
Toutes causes	100,0	1,27 [1,26;1,28]	1,33 [1,32;1,34]	1,18 [1,17;1,19]

FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.
Pourcentage (%) total : pourcentage du total de la mortalité.
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001.
 SMR_{Q5}/SMR_{Q1} : ratio du SMR des communes dont l'indice est supérieur au 4^{ème} quintile et du SMR des communes dont l'indice est inférieur au premier quintile.

Association entre FDep99 et mortalité

Les résultats montrent une homogénéité de l'association entre FDep99 et la mortalité toutes causes, quel que soit le contexte rural/urbain ou la région, illustrant le caractère discriminant de cet indice sur l'ensemble du territoire.

De plus, cette association est observée pour la plupart des causes de décès. La prise en compte de facteurs socioéconomiques dans des analyses écologiques apparaît ainsi généralement nécessaire. Cependant, malgré une association forte et régulière entre l'indice FDep99 et la mortalité, celui-ci est loin

d'expliquer la totalité de l'hétérogénéité géographique de la mortalité en France. Cette hétérogénéité peut être attribuée à de nombreux autres facteurs (environnement, mode de vie, risques professionnels, disponibilité et rapport aux soins, organisation territoriale, etc.).

L'association pour les femmes est positive, mais de moindre amplitude que pour les hommes. Ce résultat reflète en partie des différentiels d'exposition liée à des comportements à risque (alcool, tabac, suicide...). L'association est quasi-nulle pour le cancer des femmes. Ce résultat recoupe des observations déjà formulées sur une association géné-

ralement absente ou négative entre niveau socioéconomique et cancer du sein [13], et un gradient longtemps négatif entre niveau socioéconomique et consommation de tabac [14].

Implications en santé publique

Comme dans de nombreux pays, la profession et la catégorie socioprofessionnelle sont les seules informations individuelles caractérisant le niveau socioéconomique dans les bases de données de mortalité françaises. Cette information, mal enregistrée, n'est exploitable que pour les hommes entre 25 et 55 ans. Ainsi, l'approche écologique, à l'aide d'indices de désavantage social, présente l'avantage d'être utilisable en routine sans contrainte forte de confidentialité. Elle permet également de mesurer les disparités socioéconomiques pour l'ensemble de la population quel que soit l'âge. Des travaux complémentaires sont en cours pour mettre en évidence l'évolution temporelle des inégalités sociales à l'aide de ce type d'indicateur.

Remerciements

Nous tenons à remercier vivement Denis Hémon et Anne Fouillet qui ont contribué à la réalisation de cette étude.

Références

- [1] Pampalon R, Raymond G. A deprivation index for health and welfare planning in Quebec. *Chronic Dis Can.* 2000;21(3):104-13.
- [2] Townsend P. Deprivation. *Int Soc Pol.* 1987;16(2):125-48.
- [3] Haynes R, Gale S. Deprivation and poor health in rural areas: inequalities hidden by averages. *Health Place.* 2000;6(4):275-85.
- [4] Challier B, Viel JF. Pertinence et validité d'un nouvel indice composite français mesurant la pauvreté au niveau géographique. *Rev Épidémiol Santé Publique.* 2001;49(1):41-50.
- [5] Havard S, Deguen S, Bodin J, Louis K, Laurent O, Bard D. A small-area index of socioeconomic deprivation to capture health inequalities in France. *Soc Sci Med.* 2008;67(12):2007-16.
- [6] Lasbeur L, Kaminski M, Ancel PY, du Mazaubrun C, Zeitlin J. Analysis of social inequalities in perinatal health using census data: The risk of very preterm birth in the Paris region. *Population.* 2006;61(4):485-501.
- [7] Rey G, Jouglia E, Fouillet A, Hémon D. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997-2001: variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health.* 2009;9:33.
- [8] Charreire H, Combier E. Poor prenatal care in an urban area: a geographic analysis. *Health Place.* 2009;15(2):412-9.
- [9] Gorja S, Daniau C, de Crouy-Chanel P, Empereur-Bissonnet P, Fabre P, Colonna M, et al. Risk of cancer in the vicinity of municipal solid waste incinerators: importance of using a flexible modelling strategy. *Int J Health Geogr.* 2009;8:31.
- [10] Tobias MI, Cheung J. Monitoring health inequalities: life expectancy and small area deprivation in New Zealand. *Popul Health Metr.* 2003;1(1):2.
- [11] Fukuda Y, Nakamura K, Takano T. Higher mortality in areas of lower socioeconomic position measured by a single index of deprivation in Japan. *Public Health.* 2007;121(3):163-73.
- [12] Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *J Epidemiol Community Health.* 1999;53(7):423-31.
- [13] Strand BH, Kunst A, Huisman M, Menvielle G, Glickman M, Bopp M, et al. The reversed social gradient: higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. *Eur J Cancer.* 2007;43(7):1200-7.
- [14] Cavelaers AE, Kunst AE, Geurts JJ, Crialesi R, Grötvéd L, Helmert U, et al. Educational differences in smoking: international comparison. *BMI.* 2000;320(7242):1102-7.