

Evolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Etude en fonction du niveau d'études par cause de décès.

Titre courant : Inégalités sociales de mortalité en France

G Menvielle¹, JF Chastang¹, D Luce¹, A Leclerc¹ pour le groupe EDISC*

1 : INSERM U687, Saint-Maurice, France ; IFR69, Villejuif, France

*Groupe EDISC

Jean-François Chastang, Annette Leclerc, Danièle Luce, Gwenn Menvielle, INSERM U687, Saint-Maurice; Béatrice Geoffroy-Perez, Ellen Imbernon, Institut de Veille Sanitaire DST, Saint-Maurice; Christine Couet, Isabelle Robert-Bobée, INSEE, Paris; Marie-Josèphe Saurel-Cubizolles, INSERM U149, Villejuif; Eric Jouglu, INSERM CepiDc, Le Vésinet.

Correspondance et tirés à part adressés à :

A Leclerc, INSERM U687, HNSM, 14 rue du Val d'Osne, 94415 ST-MAURICE Cedex

Tel : 01-45-18-38-61

Fax : 01-45-18-38-89

E-mail : Annette.Leclerc@st-maurice.inserm.fr

Abstract (312 words)

Background: Few information is available on temporal trend in socio-economic inequalities in cause of death mortality in France. The aim of this paper was to study educational differences in mortality in France by cause of death and their temporal trend.

Methods: We used a representative sample of 1% of the French population and compared four periods (1968-74, 1975-81, 1982-88, 1990-96). Causes of death were obtained by direct linkage with the French national death registry. Education was measured at the beginning of each period, and educational disparities in mortality were studied among men and women aged 30-64 at the beginning of each period. Analyses were conducted for all deaths and for the following causes of death: all cancers, lung cancer (among men), upper aerodigestive tract cancers (among men), breast cancer (among women), colorectal cancer, other cancers, cardiovascular diseases, ischaemic heart diseases, cerebrovascular diseases, other cardiovascular diseases, external causes, other causes of death. Socio-economic inequalities were quantified with relative risks and relative indices of inequality. The relative indices of inequality measures socioeconomic inequalities across the population and can be interpreted as the ratio of mortality rates of those with the lowest to those with the highest socioeconomic status.

Results: Analyses showed an increase in educational differences in all cause mortality among men (the relative indices of inequality increased from 1,96 to 2,77 from the first to the last period) and among women (the relative indices of inequality increased from 1,87 to 2,53). Socioeconomic inequalities increased for all cause of death studied among women, and for cancer and cardiovascular diseases among men. The contribution of cancer mortality to difference in overall mortality between the lowest and the highest levels of education increased strongly over the whole study period, especially among women.

Conclusion: This study shows that large socioeconomic inequalities in mortality are observed in France, and that they increase over time among men and women.

Key-words

Education level. Mortality. Cause of death. France. Men. Women.

Résumé (340 mots)

Position du problème : Il existe actuellement peu d'information sur l'évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité par cause de décès en France. L'objectif de cet article est de décrire les inégalités sociales de mortalité en fonction du niveau d'étude par cause de décès en France et leur évolution temporelle.

Méthodes : Les données sont issues de l'Echantillon Démographique permanent de l'INSEE, un échantillon représentatif de 1% de la population française, auquel ont été couplées les causes de décès du CepiDc de l'INSERM. La mortalité a été étudiée sur quatre périodes (1968-74, 1975-81, 1982-88, 1990-96) parmi les personnes âgées de 30 à 64 ans en fonction du niveau d'études déclaré au recensement en début de chaque période. Les analyses ont été conduites pour la mortalité toutes causes et pour les causes de décès suivantes : tous cancers, cancer du poumon et des voies aérodigestives supérieures (chez les hommes seulement), cancer du sein (chez les femmes seulement), cancer colorectal, autres cancers, maladies cardiovasculaires, cardiopathies ischémiques, maladies cérébrovasculaires, autres maladies cardiovasculaires, causes externes, autres causes de décès. Les inégalités sociales de mortalité ont été quantifiées à l'aide de risques relatifs et d'indices relatifs d'inégalité, qui s'interprètent comme le rapport des taux de mortalité entre ceux ayant le niveau d'études le plus faible et le plus élevé.

Résultats : Les inégalités sociales de mortalité toutes causes ont augmenté chez les hommes (l'indice relatif d'inégalité varie de 1,96 à 2,77 entre la première et la dernière période) et chez les femmes (l'indice relatif d'inégalité varie de 1,87 à 2,53). Les inégalités sociales augmentent pour l'ensemble des causes de décès chez les femmes, et pour les décès par cancer et maladies cardiovasculaires chez les hommes. Le poids de la mortalité par cancer dans la surmortalité des personnes sans diplôme augmente avec le temps, en particulier chez les femmes.

Conclusion : Cette étude met en évidence l'importance des inégalités sociales de mortalité en France et leur accroissement au cours du temps pour l'ensemble des causes de décès, à la fois chez les hommes et les femmes.

Mots-clé

Niveau d'études. Mortalité. Cause de décès. France. Hommes. Femmes.

Introduction

De très fortes inégalités sociales de mortalité prématurée (avant 65 ans) sont observées chez les hommes en France. Les études comparatives montrent qu'elles sont en France d'un niveau supérieur à ce qui est observé dans les autres pays européens [1-3]. La situation est moins bien connue chez les femmes. Par ailleurs, une hausse des inégalités sociales de mortalité au cours du temps est observée dans la plupart des pays à la fois chez les hommes et les femmes, et pour les principales causes de décès [4-14].

Les résultats par cause de décès étaient limités en France jusqu'à maintenant, principalement du fait de l'absence de couplage direct entre les échantillons de mortalité de l'INSEE et les causes de décès de l'INSERM. Le couplage au niveau individuel entre un échantillon représentatif de la population française, comportant des informations sur la situation sociale au moment du recensement, et les causes de décès a été réalisé récemment. Ce couplage a rendu possible l'étude des inégalités sociales de mortalité par cause en France et leur évolution temporelle, en évitant le biais de numérateur/dénominateur qui s'observe lorsque l'information sur la situation sociale des individus vivants et décédés provient de deux sources de données différentes [15]. Des analyses concernant l'évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en fonction de la catégorie socioprofessionnelle ont déjà été réalisées. Elles ont mis en évidence une augmentation des inégalités sociales de mortalité toutes causes et pour les grandes causes de décès au cours du temps [16]. Une étude détaillée de la mortalité par cancer chez les hommes montre que cette hausse est observée pour l'ensemble des localisations de cancer (poumon, voies aérodigestives supérieures, œsophage, colorectum, autres cancers), même si le niveau des inégalités sociales semble s'être stabilisé depuis le début des années 80 [17]. Aucun résultat concernant l'évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité par cause de décès en France n'est disponible en fonction du niveau d'études, à l'exception de la mortalité par cancer du sein [18]. Or contrairement à la catégorie socioprofessionnelle dont la mesure est délicate pour les personnes ne travaillant pas (retraités et inactifs), et donc en particulier pour les femmes, le niveau d'études est disponible pour l'ensemble de la population. Mener des analyses en fonction du niveau d'études permet donc en particulier de documenter les inégalités sociales de mortalité chez les femmes [19].

Pour la France, une augmentation des différences sociales au cours du temps est nettement observée quand les comparaisons sont basées sur la mortalité dans la période qui suit un recensement, la situation sociale étant définie au moment du recensement [16]. En prenant comme indicateur de situation sociale le niveau d'études, les résultats pouvaient être différents. Plus précisément, l'hypothèse était que les écarts pouvaient

se creuser moins nettement, car le niveau d'études, pour une personne donnée, est défini tôt dans la vie et ne se modifie pas en fonction de la conjoncture économique, contrairement, en particulier, à la situation par rapport à l'emploi.

Cet article porte sur l'évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Les analyses ont été conduites pour les principales causes de décès chez les hommes et les femmes séparément. Les inégalités sociales ont été quantifiées principalement par des mesures relatives mais quelques résultats portent sur des mesures absolues.

Matériel et méthodes

Données

L'Echantillon Démographique Permanent (EDP) est un échantillon de l'INSEE qui regroupe tous les individus nés quatre jours donnés de l'année, soit environ 1% de la population française [20]. Il a été constitué lors du recensement de 1968 et est depuis enrichi (par naissance ou immigration) en incluant tous les individus nés un des quatre jours de définition de l'EDP. Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'EDP et comportent les données sociodémographiques des recensements de 1968, 1975, 1982 et 1990. Cet échantillon a ensuite été enrichi avec la cause médicale de décès par couplage de l'échantillon avec les données du CepiDc (INSERM).

La mortalité a été étudiée sur quatre périodes consécutives, chacune débutant l'année d'un recensement : 1968-74, 1975-81, 1982-88, 1990-96. Pour chaque période, les individus âgés de 30 à 64 ans au recensement ont été inclus dans les analyses. Les individus nés hors France métropolitaine ont été exclus car leur statut vital est mal renseigné, en particulier pour les étrangers qui décèdent à l'étranger. Le nombre d'hommes et de femmes inclus dans les analyses ainsi que le nombre de décès observés pour chaque période sont présentés dans le tableau 1. La mortalité a été étudiée en fonction du niveau d'études déclaré au recensement en début de période, en quatre catégories: sans diplôme, certificat d'études primaire uniquement (CEP), diplôme professionnel, qui regroupe CAP (certificat d'aptitude professionnelle), BEP (brevet d'études professionnelles), brevet professionnel et BEPC (brevet d'études du premier cycle) sans autre diplôme, diplôme supérieur ou égal au baccalauréat (baccalauréat technique ou général). La mortalité a été étudiée pour les causes de décès suivantes : cancer (Classification Internationale des Maladies (CIM) 8-9 : codes 140-239), cancer du poumon (pour les hommes uniquement) (CIM8-9 162), cancer des voies aérodigestives supérieures (VADS) (pour les hommes uniquement) (CIM8-9 140-9, 161, 160.8), cancer colorectal (CIM8-9

153-4), cancer du sein (pour les femmes uniquement) (CIM8-9 174), autres cancers (définition différente pour les hommes et les femmes), maladies cardiovasculaires (CIM8 390-4441, 4443-458, 7824 ; CIM9 390-459), cardiopathies ischémiques (CIM8-9 410-4), maladies cérébrovasculaires (CIM8-9 430-8), autres maladies cardiovasculaires, causes externes (CIM8-9 800-999) et autres causes de décès (autres que cancer, cardiovasculaire et cause externe).

Analyse

Les analyses ont été menées à l'aide de modèles de Cox en prenant l'âge comme variable de temps. Les individus sont censurés lorsqu'ils décèdent d'une cause autre que celle étudiée dans l'analyse. Les inégalités ont été quantifiées à l'aide de risques relatifs (RR) avec comme référence la catégorie de diplôme la plus élevée. Les inégalités sociales ont aussi été quantifiées à l'aide de l'indice relatif d'inégalité (IRI) [5, 21,22]. Contrairement aux risques relatifs calculés pour une ou plusieurs catégories de niveau d'études, l'indice relatif d'inégalité est calculé à partir de l'ensemble de la population et prend en compte à la fois la taille des différents groupes sociaux et leur position relative. L'IRI est un risque relatif théorique comparant la personne ayant le plus faible niveau d'études dans la population à la personne ayant le niveau le plus élevé. Cet indice permet de tenir compte des changements dans la taille relative des différents groupes sociaux, et est de ce fait particulièrement bien adapté à des comparaisons temporelles. Le calcul est basé sur une mesure relative de la situation sociale, définie avec une approche en percentiles. Pour cela, on ordonne les catégories sociales sur une échelle qui va de 0 (niveau d'études le plus élevé) à 1 (niveau d'études le plus faible), chaque catégorie sociale couvrant une zone de l'échelle proportionnelle à sa taille dans la population. L'ordre du bas au haut de l'échelle sociale est ici le suivant : sans diplôme, CEP, diplôme professionnel, diplôme égal ou supérieur au baccalauréat. La situation sociale de chaque catégorie est ensuite définie par le pourcentage de la population qui a un niveau d'études supérieur au sien. La situation sociale devient donc une variable continue valant 0 pour une personne en haut de l'échelle sociale et 1 pour une personne en bas de l'échelle. Les valeurs 0 et 1 ne correspondent pas à la catégorie la plus faible et la plus élevée de niveau d'études mais aux extrêmes de ces catégories et représentent donc des situations extrêmes, hypothétiques. L'indice relatif d'inégalité est calculé à l'aide d'un modèle de Cox en prenant l'âge comme variable de temps, avec comme indicateur de situation sociale cette nouvelle variable. L'indice relatif d'inégalité fournit une mesure d'inégalité synthétique par cause de décès. Il s'interprète comme le risque relatif associé à un changement

d'une unité de la « situation sociale » définie à partir du niveau d'études. Plus l'indice est élevé, plus les inégalités sociales au sein de la population sont importantes.

Utiliser un modèle de Cox pour estimer l'IRI suppose que la relation entre le niveau d'études, considéré pour le calcul de l'IRI comme une variable quantitative, et la mortalité, soit log-linéaire. Dans une étape préliminaire, nous avons vérifié que cette hypothèse était validée, tant pour la mortalité générale que pour la mortalité par causes de décès, et pour les deux sexes.

Pour la mortalité toutes causes, les IRIs ont été calculés de deux façons : en considérant le niveau d'études d'une personne par rapport à la population de même sexe pour la même période calendaire ; et en considérant le niveau d'études par rapport à la population de même sexe et de même âge (par tranche d'âge de 5 ans) pour la même période calendaire. Ce second mode de calcul diffère donc par le fait que ce qui est considéré comme référence est la distribution des niveaux d'études spécifique à la tranche d'âge. Pour la suite des analyses, seuls les résultats basés sur le premier mode de calcul sont donnés, pour ne pas alourdir la présentation.

Dans cette étude, une quantification basée sur l'indice relatif d'inégalité a été préférée à une approche par quantile utilisée dans d'autres études, et qui consiste à classer les sujets selon le décile (ou le quartile, ou le tertile) auquel ils appartiennent [23,24]. Cette façon de quantifier est bien adaptée si la mesure de la situation sociale est une variable quantitative comme le revenu (revenu individuel ou richesse de la zone géographique). La variable « niveau d'étude » ne se prête pas à ce calcul, car il n'est pas possible de choisir un seuil (en pourcentage de la population) commun à toutes les périodes, tout en gardant dans la même catégorie ceux qui ont un même niveau d'études à une période donnée.

Un test de tendance a été réalisé pour tester l'hypothèse d'une évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité pour chaque cause de décès et pour chaque sexe. Pour cela, la mortalité de la période entière, de 1968 à 1996, a été analysée à l'aide d'un modèle de Cox, l'âge étant toujours la variable de temps, avec les variables explicatives suivantes :

- la période, à l'aide d'une variable qualitative en 4 modalités, pour tenir compte de l'évolution en général décroissante de la mortalité au cours du temps. La codification sous cette forme évite de faire une hypothèse de linéarité de cette évolution.
- la situation sociale, mesurée par la variable quantitative définie précédemment pour chaque sujet, en début de période pour chaque période.

- un terme d'interaction entre la période (en 4 modalités ordonnées : 0, 1, 2, 3) et la situation sociale. Ce terme d'interaction mesure la tendance linéaire de l'évolution temporelle des indices relatifs d'inégalité.

Des taux de mortalité ont été calculés avec une standardisation directe sur l'âge, en prenant comme population de référence la distribution de l'ensemble des personnes-années sur les quatre périodes étudiées.

A partir des taux de mortalité, la contribution des différentes causes de décès aux inégalités de mortalité toutes causes entre les deux niveaux d'étude extrêmes a été mesurée en calculant les rapports suivants : au numérateur la différence de taux de mortalité entre « sans diplôme » et « diplôme égal ou supérieur au baccalauréat », pour une cause de mortalité donnée, et au dénominateur cette même différence pour la mortalité toutes causes. Cette mesure combine à la fois le niveau des inégalités sociales et des taux de mortalité pour une cause de décès donnée.

Résultats

Le niveau d'études augmente de façon importante au cours du temps chez les hommes et chez les femmes (Tableau 1). La part des sujets n'ayant aucun diplôme est divisée par deux alors que la part associée aux diplômes supérieurs ou égaux au baccalauréat est multipliée par trois chez les hommes et par cinq chez les femmes.

Evolution des taux de mortalité

Chez les hommes, les taux de mortalité toutes causes restent stables jusqu'à la fin des années 80 puis diminuent au cours des années 90. Chez les femmes, les taux de mortalité toutes causes sont en baisse depuis 1968 (Figures 1 et 2). En fonction du niveau d'études, la mortalité a augmenté chez les hommes jusqu'à la fin des années 80 puis a diminué au cours des années 90 pour l'ensemble des niveaux d'études considérés, à l'exception, pour les hommes, du niveau « supérieur ou égal au baccalauréat » pour lesquels les taux de mortalité sont en baisse depuis 1968. Chez les femmes, les taux diminuent quelque soit le niveau d'études, mais de façon plus marquée parmi les femmes les plus diplômées. Entre 1968-74 et 1990-96, les écarts absolus de mortalité entre les niveaux d'études extrêmes se sont accrus chez les hommes (passant de 456 pour 100000 personnes-années à 615) et chez les femmes (passant de 89 à 143). Cette augmentation est due essentiellement à une baisse des taux de mortalité plus importante parmi les personnes les plus diplômées. Par cause de décès (résultats non présentés), chez les hommes comme chez les femmes, la mortalité a baissé pour les maladies cardiovasculaires et les causes autres que cancer, cardiovasculaire et causes externes ; elle est restée globalement stable pour les décès par causes externes. Pour la mortalité par cancer, les taux ont

augmenté régulièrement depuis 1968 chez les femmes ; chez les hommes ils commencent à baisser légèrement au cours des années 90 après une forte augmentation.

Risques relatifs et indices relatifs d'inégalité chez les hommes

Les inégalités sociales de mortalité toutes causes augmentent de la première à la seconde période, puis sont stables entre la deuxième et la troisième période, et augmentent de nouveau, mais de façon moins marquée, entre les deux dernières périodes (Tableau 2). Les risques relatifs de mortalité sont significatifs pour tous les niveaux d'études, quelle que soit la période considérée, à l'exception des diplômés professionnels, pour les hommes, pour la période 1968-74. En prenant pour référence la population de même âge dans le calcul des IRIs, les inégalités paraissent un peu moins fortes ; par contre l'évolution temporelle est plus nette avec cette approche, du point de vue de la significativité statistique.

L'évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité diffère selon la cause de décès (Tableau 3). Pour la mortalité tous cancers, on observe une hausse des inégalités sociales, principalement due au cancer du poumon, et de façon moins nette aux cancers des VADS. Une hausse des inégalités sociales de mortalité est aussi notée pour les maladies cardiovasculaires, cette tendance étant plus nette pour les maladies cérébrovasculaires et les autres maladies cardiovasculaires que pour les cardiopathies ischémiques. Des inégalités sociales de mortalité importantes, mais sans tendance temporelle claire, sont notées pour les causes externes et les autres causes de décès.

Au cours de la période 1968-74, les IRIs étaient non significatifs pour le cancer du poumon, le cancer colorectal et les maladies ischémiques. Sur la période 1990-96, l'IRI est non significatif uniquement pour le cancer colorectal. Les IRIs les plus élevés sont observés pour les cancers des VADS, les maladies cardiovasculaires, à l'exception des cardiopathies ischémiques, les causes externes et les autres causes de décès.

La contribution des différentes causes de décès aux inégalités de mortalité toutes causes entre les personnes sans diplôme et celles ayant au moins le baccalauréat est présentée dans la Figure 3. On observe une hausse de la contribution de la mortalité par cancer aux inégalités sociales de mortalité générale, cette cause de décès expliquant environ 40% des inégalités sociales de mortalité depuis 1980. La part des inégalités sociales de mortalité expliquée par les maladies cardiovasculaires est relativement stable sur les quatre périodes comparées, la hausse observée pour les IRIs pour cette cause de décès étant compensée par la baisse des taux de mortalité.

Risques relatifs et indices relatifs d'inégalité chez les femmes

Chez les femmes, les IRIs augmentent au cours du temps pour la majorité des causes de décès (mortalité toutes causes, tous cancers, cancer du sein, cancer colorectal, causes externes maladies cardiovasculaires, maladies cérébrovasculaires), même si le test de tendance portant sur l'évolution temporelle est non significatif pour les cancers colorectaux et les maladies cérébrovasculaires (Tableaux 2 et 3). Les évolutions temporelles de l'ampleur des inégalités, pour la mortalité toutes causes, sont, comme pour les hommes, un peu plus nettes quand les IRIs sont calculés en classant les sujets par rapport à des personnes du même âge.

Pour la mortalité par cardiopathies ischémiques et par autres maladies vasculaires, on note une hausse générale des inégalités sociales de mortalité, malgré une baisse entre la seconde et la troisième période.

Pour la mortalité tous cancers, ainsi que pour les cardiopathies ischémiques et les causes externes, les IRIs sont significatif pour la période la plus récente, alors qu'ils étaient non significatifs au cours de la première période. Les IRIs sont particulièrement élevés (supérieurs à 4) pour les maladies cardiovasculaires, globalement ou par sous-groupe, et les autres causes de décès. La situation est particulière pour le cancer du sein : des différences sociales de mortalité sont observées pour la première période, avec un risque de mortalité plus élevé parmi les femmes ayant un niveau d'études élevé. Ces différences diminuent peu à peu, et aucune différence sociale de mortalité n'est plus observée pour la dernière période.

Concernant la contribution des différentes causes de décès aux inégalités de mortalité entre les deux niveaux d'études extrêmes (Figure 3), on note une hausse régulière de la contribution de la mortalité par cancer à ces inégalités: la contribution est négative au cours de la première période (ce qui signifie que le taux de mortalité est alors plus élevé parmi les femmes les plus diplômées), nulle à la seconde période, puis positive et en augmentation pour les deux dernières périodes. La part expliquée par les maladies cardiovasculaires est élevée (autour de 50%) pour les deux premières périodes, puis diminue.

Discussion

Cette étude permet de documenter en France les différences sociales de mortalité par cause de décès en fonction du niveau d'études ainsi que leur évolution temporelle sur la période 1968-1996. En particulier, cette analyse fournit des résultats précis pour les femmes, pour lesquelles on dispose de peu d'études que ce soit en France ou à l'étranger.

Les résultats montrent une hausse des inégalités sociales de mortalité au cours du temps. Cette hausse est observée pour les hommes comme pour les femmes, que les inégalités sociales soient quantifiées de façon

relative ou absolue. Les résultats basés sur la situation relative (IRIs) sont assez peu sensibles au fait que le niveau d'études soit évalué par comparaison à la distribution de l'ensemble de la population (pour la période considérée) ou par comparaison à des personnes de même âge. L'augmentation porte sur la mortalité générale et l'ensemble des causes de décès chez les femmes, et sur la mortalité générale, les décès par cancer et par maladies cardiovasculaires chez les hommes. Cette étude met aussi en évidence le poids croissant de la mortalité par cancer dans les inégalités sociales de mortalité, en particulier chez les femmes.

La qualité des données utilisées dans cette étude doit être soulignée. La mesure de la situation sociale est issue du recensement, et la cause de décès a été retrouvée dans 97% des cas (ce pourcentage élevé étant aussi partiellement expliqué par l'exclusion de l'étude des personnes nées hors de France métropolitaine).

L'information disponible sur le codage du niveau d'études diffère légèrement entre les recensements successifs. En 1968, 1975 et 1982, il n'existe pas d'item « aucun diplôme déclaré » dans les questionnaires du recensement. Les non réponses ne peuvent donc pas être distinguées de l'absence de diplôme. L'item « aucun diplôme déclaré » était par contre disponible pour le recensement de 1990. Par ailleurs, en 1990, les divers brevets (brevet professionnel ou de technicien, autre brevet (BEA, BEC, BEI, etc.)) sont regroupés avec le baccalauréat alors que la plupart sont classés avec les diplômes professionnels lors des autres recensements. Cela concerne moins de 3% des femmes et moins de 5% des hommes au cours des trois premiers recensements. Quelques recoupements portant sur les diplômes déclarés par les mêmes sujets lors de deux recensements successifs montrent que les déclarations sont fiables, et globalement comparables d'un recensement à un autre. Les légères différences de codage entre les recensements successifs ne peuvent avoir qu'un effet minime sur les résultats.

Le codage des causes de décès a subi des changements entre 1968 et 1996, ce qui pourrait avoir eu un impact sur les résultats. Lors d'un changement de CIM, des discontinuités dans le codage des causes de décès, concernant l'ensemble des pathologies, à l'exception des cancers spécifiques, peuvent en effet se produire. [25]. Dans notre étude, les causes de décès ont été codées à l'aide de la CIM8 jusqu'en 1978, puis avec la CIM9 à partir de 1979. Aucun des résultats mis en évidence dans l'étude ne peut être mis en relation directe avec ce changement de codage.

Par ailleurs, il est probable que la certification des causes de décès se soit améliorée sur les périodes les plus récentes. La part de décès dont la cause n'est pas retrouvée a fortement baissé au cours du temps, chez les hommes et les femmes, de 6% au cours de la première période à 1,6% au cours de la dernière période. Par

contre, la part de décès par cause indéterminée est restée stable autour de 3,4% quel que soit le sexe et la période considérée.

Il est difficile de dire dans quelle mesure cette amélioration a pu avoir des conséquences sur les inégalités sociales observées. Il est probable que cet effet, s'il existe, est minime.

Il est important de souligner la forte hausse du niveau d'études entre 1968 et 1990, en particulier chez les femmes. La part d'hommes et de femmes ayant un diplôme supérieur ou égal au baccalauréat augmentant, la situation de ce groupe en terme de mortalité aurait dû se rapprocher de la moyenne. Toutefois, ce qui est observé est différent: l'écart entre ce groupe et le groupe le plus proche (diplôme professionnel) ne s'est pas réduit, mais a au contraire augmenté, particulièrement chez les hommes, pour lesquels le risque relatif associé à « diplôme professionnel » est passé de 1,14 à 1,43, par rapport au groupe de référence constitué des personnes ayant le niveau du baccalauréat. Par ailleurs, la forte hausse du niveau d'études suggère qu'il puisse y avoir eu des changements dans le rôle et la signification du niveau d'études. Depuis 1968, des différences sociales de mortalité sont apparues chez les femmes pour la quasi-totalité des causes de décès. Pour expliquer ce résultat, on ne peut pas exclure l'hypothèse que le niveau d'études n'était pas, dans les années 70, un indicateur de la situation sociale aussi pertinent que dans les périodes les plus récentes. Il est probable que le niveau d'études détermine actuellement plus étroitement la situation sociale à l'âge adulte, comparativement à des périodes passées où la promotion sociale, en l'absence de diplômes, était plus fréquente.

Le fait que la hausse des inégalités sociales de mortalité soit observée pour presque toutes les causes de décès suggère que les résultats n'ont pas une unique cause ou une unique explication en terme de facteur « proximal », en particulier de facteur de risque lié au mode de vie, ou à la qualité des soins. L'étude menée ici est très globale, et le rôle de quelques facteurs seulement peut être évoqué [26]. Comme les résultats portent sur la mortalité, il faut prendre en compte à la fois les aspects liés aux facteurs de risque de la maladie et ceux liés aux soins (recours, qualité). Deux facteurs de risque majeurs pour de nombreuses causes de décès sont la consommation de tabac et d'alcool. Ces consommations sont inégalement distribuées socialement, mais on dispose de peu de données sur l'évolution temporelle des différences sociales de consommation en France. Quelques études montrent une hausse des différences sociales de consommation entre 1980 et 1991 [27, 28], dans un contexte général de baisse de la consommation [29, 30]. Par ailleurs, depuis 1968, il y a eu une amélioration des traitements et une augmentation des pratiques de dépistage, en particulier pour les cancers. Cette amélioration à un niveau global, qui n'est pas limitée au domaine du cancer, pourrait avoir,

cependant, augmenté les inégalités sociales de mortalité. Deux autres explications de nature générale peuvent être avancées pour expliquer que les écarts se soient creusés entre les plus instruits et les moins instruits. La première concerne les messages concernant la prévention et les modes de vie favorables à la santé, dont l'impact a pu différer selon le niveau d'études. La seconde porte sur les effets de la conjoncture économique, et l'augmentation du chômage, qui ont pu toucher de façon plus importantes des personnes de faible niveau d'études, fragilisées de ce fait vis-à-vis de l'emploi. Nous ne disposons pas, cependant, de données ou d'études qui permettraient d'étayer ces hypothèses de façon précise.

Les résultats observés dans cette étude peuvent difficilement être comparés à ceux d'autres études portant sur des évolutions temporelles, car les méthodes employées diffèrent [7, 9, 10, 12]. Les comparaisons montrent cependant qu'en France le cancer continue à jouer un rôle spécifique, contribuant très fortement aux inégalités sociales chez les hommes, et devenant aussi une des composantes de la surmortalité des femmes les moins diplômées.

Des analyses conduites sur les mêmes données ont porté sur l'évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en fonction de la catégorie socioprofessionnelle et mettent en évidence une hausse des inégalités sociales de mortalité chez les hommes, et aussi chez les femmes quand les analyses portent sur la mortalité prématurée [16, 31]. Les inégalités sociales mesurées avec le niveau d'études sont moins importantes que celles observées avec la catégorie socioprofessionnelle. De façon générale, si le niveau d'études et la catégorie sociale sont considérés comme deux mesures de la situation sociale, il est admis que ces variables n'appréhendent pas les mêmes dimensions de la situation sociale [32-34]. Le niveau d'études reflète en partie la situation sociale au cours de l'enfance, il détermine en partie la profession et la catégorie socioprofessionnelle à l'âge adulte, il représente un capital de connaissances acquises que l'on va pouvoir réutiliser, en terme de capacité d'adaptation, de moins grande vulnérabilité et de prévention [35]. Le niveau d'études peut avoir des effets directs sur la mortalité et aussi des effets indirects, par l'intermédiaire de la catégorie socioprofessionnelle, dans la mesure où la situation socioprofessionnelle est partiellement déterminée par le niveau d'études [36]. Il est possible que la mortalité soit liée plus fortement à une mesure de la situation sociale caractérisant la situation à l'âge adulte, plus proche de l'époque du décès, qu'à une mesure caractérisant une période plus lointaine, même si cette mesure (le niveau d'études) est plus générale.

Conclusion

La hausse des inégalités sociales de mortalité à la fois chez les hommes et chez les femmes pour la quasi-totalité des causes de décès montre l'ampleur et l'actualité du problème des inégalités sociales de mortalité en France.. Une question de recherche importante est celle de savoir si les évolutions observées dans cette étude vont se poursuivre sur des périodes plus récentes, le niveau d'études ayant continué à augmenter depuis 1990. Par ailleurs, ces résultats montrent qu'une amélioration globale de la santé de la population peut s'accompagner d'une augmentation des inégalités, augmentation qui est loin de porter exclusivement sur les populations souffrant d'une exclusion sociale. La question pertinente pourrait être ici celle des moyens à mettre en œuvre pour que l'ensemble de la population rejoigne la situation des groupes sociaux les plus favorisés.

Remerciements

Cette étude a été menée dans le cadre d'un projet subventionné partiellement par la MiRe-CNRS-INSERM.

Tableau 1 : Caractéristiques de la population au cours des quatre périodes étudiées.

Période	Hommes						Femmes					
	N ^a	Nb décès	Niveau d'études (%)				N ^a	Nb décès	Niveau d'études (%)			
			Aucun	CEP	Diplôme prof. ^b	≥bac			Aucun	CEP	Diplôme prof. ^b	≥bac
1968-74	82534	5114	40,8	32,4	18,2	8,6	88830	2531	44,8	35,0	15,2	5,1
1975-81	84490	5061	33,6	29,8	24,9	11,7	89822	2354	36,8	35,7	18,4	8,9
1982-88	93251	5648	31,2	23,6	29,4	15,8	98673	2297	34,0	30,0	22,5	13,5
1990-96	104037	5329	20,5	20,0	34,3	25,2	109706	2304	22,1	26,6	28,2	23,1

a : Nombre de sujets inclus dans l'analyse, b : diplôme professionnel

Tableau 2 : Risques relatifs et indices relatifs d'inégalité en fonction du niveau d'études au cours des quatre périodes étudiées. Mortalité toutes causes. Hommes et femmes.

Niveau d'études	1968-1974		1975-1981		1982-1988		1990-1996		
HOMMES									
	RR	IC 95%	RR	IC 95%	RR	IC 95%	RR	IC 95%	
Aucun	1,76	1,55-2,00	2,20	1,95-2,48	2,12	1,91-2,35	2,27	2,08-2,48	
CEP	1,45	1,27-1,66	1,69	1,49-1,91	1,74	1,57-1,93	1,70	1,55-1,86	
Diplôme prof. ^a	1,14	0,98-1,32	1,34	1,17-1,53	1,34	1,20-1,50	1,43	1,30-1,56	
>= bac	1		1		1		1		
	IRI	IC 95%	IRI	IC 95%	IRI	IC 95%	IRI	IC 95%	Tendance
IRI 1 *	1,96	1,76-2,18	2,49	2,24-2,78	2,48	2,24-2,75	2,77	2,50-3,08	<0,001
IRI 2 *	1,86	1,67-2,07	2,31	2,08-2,56	2,26	2,05-2,49	2,57	2,33-2,84	< 0,0001
FEMMES									
	RR	IC 95%	RR	IC 95%	RR	IC 95%	RR	IC 95%	
Aucun	1,60	1,26-2,04	1,72	1,42-2,07	1,86	1,57-2,21	2,03	1,77-2,34	
CEP	1,23	0,96-1,58	1,26	1,04-1,53	1,30	1,09-1,55	1,36	1,18-1,57	
Diplôme prof. ^a	1,09	0,83-1,42	1,13	0,91-1,40	1,20	0,99-1,46	1,22	1,05-1,42	
>= bac	1		1		1		1		
	IRI	IC 95%	IRI	IC 95%	IRI	IC 95%	IRI	IC 95%	Tendance
IRI 1 *	1,87	1,59-2,19	2,05	1,75-2,41	2,30	1,95-2,72	2,53	2,15-2,99	0,044
IRI 2 *	1,77	1,52-2,07	1,92	1,64-2,24	2,11	1,81-2,47	2,31	1,99-2,69	0,0104

a : diplôme professionnel

* IRI 1, basé sur un classement par rapport à la population de la période, tous âges confondus ; IRI 2, basé sur un classement par rapport à la population de la période, de même âge

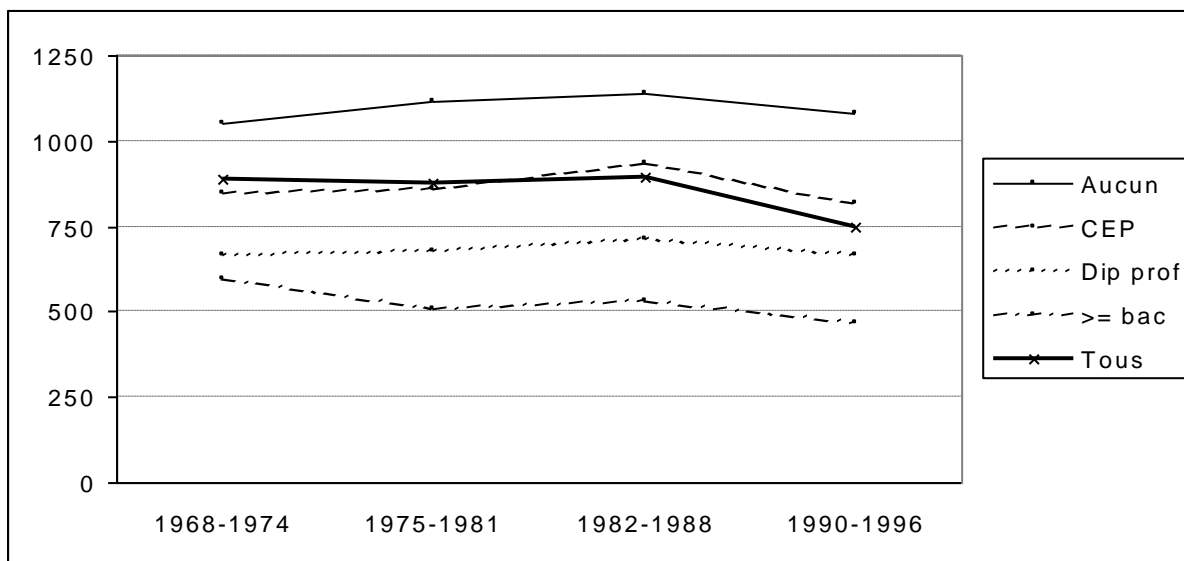
Tableau 3 : Indices relatifs d'inégalité en fonction du niveau d'études pour les quatre périodes étudiées par cause de décès. Hommes et femmes.

	1968-1974			1975-1981			1982-1988			1990-1996			Test de tendance
	N	IRI	IC 95%	N	IRI	IC 95%	N	IRI	IC 95%	N	IRI	IC 95%	
HOMMES													
Cancer	1434	1,52	1,24-1,87	1752	2,12	1,77-2,55	2229	2,20	1,87-2,59	2254	2,29	1,96-2,69	0,009
Cancer poumon	271	1,08	0,68-1,70	409	2,03	1,39-2,98	564	2,22	1,60-3,08	607	2,31	1,70-3,14	0,041
Cancer VADS	232	2,30	1,37-3,85	334	3,45	2,24-5,32	450	6,06	4,07-9,03	381	4,38	2,93-6,54	0,054
Cancer colorectal	123	1,06	0,54-2,10	138	2,46	1,26-4,79	127	1,50	0,76-2,93	165	1,63	0,91-2,90	0,759
Autres cancers	808	1,62	1,23-2,12	871	1,77	1,37-2,29	1088	1,56	1,24-1,97	1101	1,93	1,54-2,42	0,354
Cardiovasculaire	1437	1,61	1,31-1,98	1338	2,00	1,62-2,47	1302	1,94	1,56-2,39	1060	3,02	2,38-3,84	0,001
Cardiopathies ischémiques	515	1,09	0,78-1,53	527	1,39	1,00-1,93	579	1,28	0,94-1,74	458	1,82	1,28-2,58	0,063
Maladies cérébro-vasculaires	425	1,60	1,10-2,34	346	2,59	1,70-3,95	266	3,94	2,39-6,50	210	4,16	2,39-7,21	0,006
Autres maladies cardiovasculaires	497	2,47	1,72-3,54	465	2,55	1,77-3,67	457	2,25	1,56-3,24	392	4,87	3,23-7,36	0,032
Causes externes	555	1,72	1,25-2,36	563	3,79	2,74-5,24	666	2,54	1,90-3,40	688	2,79	2,10-3,69	0,300
Autres causes de décès	1688	3,04	2,50-3,71	1408	3,16	2,56-3,90	1451	3,71	3,01-4,58	1327	3,59	2,90-4,44	0,416
FEMMES													

Cancer	820	1,00	0,77-1,31	879	1,06	0,82-1,37	963	1,21	0,94-1,54	1113	1,58	1,25-1,99	0,027
Cancer sein	181	0,34	0,20-0,59	203	0,55	0,33-0,93	242	0,73	0,45-1,17	316	1,23	0,81-1,89	0,001
Cancer colorectal	95	0,87	0,40-1,90	88	1,03	0,46-2,29	96	1,58	0,71-3,51	112	2,10	0,99-4,45	0,103
Autres cancers	544	1,51	1,08-2,12	588	1,35	0,99-1,85	625	1,42	1,05-1,94	685	1,70	1,27-2,29	0,753
Cardiovasculaire	673	2,38	1,73-3,29	538	3,11	2,18-4,42	447	3,12	2,10-4,62	358	4,47	2,84-7,03	0,043
Cardiopathies ischémiques	135	1,65	0,82-3,33	134	3,72	1,80-7,72	115	2,60	1,21-5,59	95	4,35	1,75-10,8	0,168
Maladies cérébro-vasculaires	274	1,86	1,14-3,04	194	2,10	1,19-3,71	141	3,60	1,78-7,29	105	4,34	1,91-9,84	0,110
Autres maladies cardiovasculaires	264	3,80	2,22-6,46	210	4,06	2,28-7,22	191	3,13	1,71-5,71	158	4,62	2,34-9,14	0,712
Causes externes	168	0,94	0,53-1,68	208	2,23	1,31-3,77	230	2,14	1,30-3,54	256	3,02	1,87-4,88	0,009
Autres causes de décès	870	3,43	2,58-4,56	729	3,46	2,57-4,66	657	5,55	3,98-7,74	577	4,39	3,11-6,19	0,077

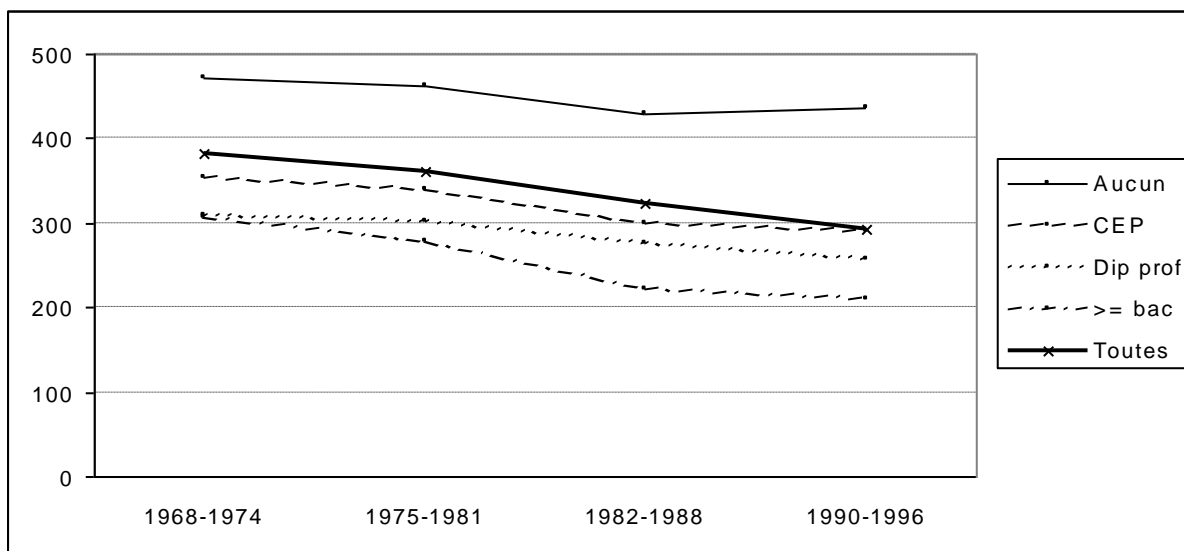
Note : IRIs calculés en prenant comme référence la population de la période, tous âges confondus.

Figure 1 : Taux de mortalité (pour 100000 personnes années) standardisé sur l'âge^a en fonction du niveau d'études. Mortalité toutes causes. Hommes.



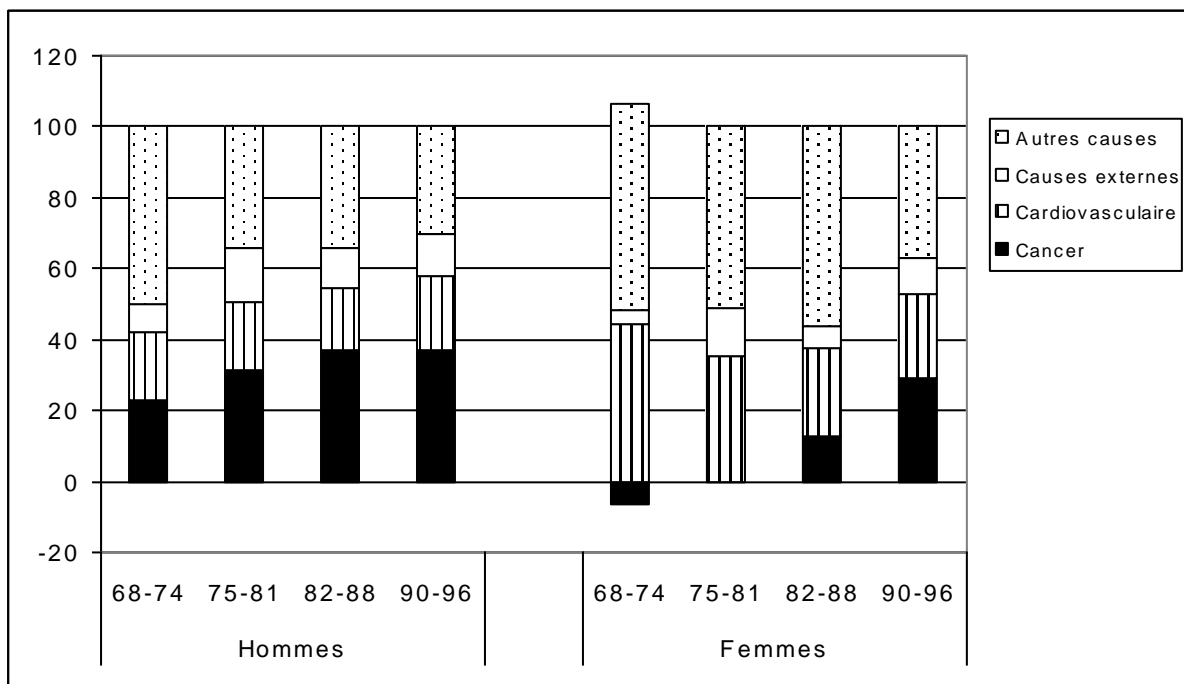
a : Standardisation directe, prenant comme population de référence l'ensemble des personnes-années chez les hommes pour les quatre périodes étudiées

Figure 2 : Taux de mortalité (pour 100000 personnes années) standardisé sur l'âge^a en fonction du niveau d'études. Mortalité toutes causes. Femmes.



a : Standardisation directe, prenant comme population de référence l'ensemble des personnes-années chez les femmes pour les quatre périodes étudiées

Figure 3 : Contribution (%) des différentes causes de décès à la mortalité en excès parmi les personnes sans diplôme (référence : baccalauréat et plus) en fonction de la période. Hommes et femmes.



Références

1. Kunst AE, Groenhouf F, Mackenbach JP, the EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. Mortality by occupational class among men 30-64 years in 11 European countries. *Soc Sci Med* 1998; 46(11): 1459-76.
2. Kunst AE, Mackenbach JP. The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries. *Am J Public Health* 1994; 84(6): 932-7.
3. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AE, Groenhouf F, Geurts JJ. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet* 1997; 349(9066): 1655-9.
4. Feldman JJ, Makuc DM, Kleinman JC, Cornoni-Huntley J. National trends in educational differentials in mortality. *Am J Epidemiol* 1989; 129(5): 919-33.
5. Marang-van de Mheen PJ, Davey Smith G, Hart CL, Gunning-Schepers LJ. Socioeconomic differentials in mortality among men within Great Britain: time trends and contributory causes. *J Epidemiol Community Health* 1998; 52(4): 214-8.
6. McLoone P, Boddy FA. Deprivation and mortality in Scotland, 1981 and 1991. *BMJ* 1994; 309(6967): 1465-70.
7. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G, Harding S, *et al.* Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol* 2003; 32(5): 830-7.
8. Martikainen P, Valkonen T, Martelin T. Change in male and female life expectancy by social class: decomposition by age and cause of death in Finland 1971-95. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55(7): 494-9.
9. Turrell G, Mathers C. Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997. *Int J Epidemiol* 2001; 30(2): 231-9.
10. Borrell C, Plasencia A, Pasarin I, Ortun V. Widening social inequalities in mortality: the case of Barcelona, a southern European city. *J Epidemiol Community Health* 1997; 51(6): 659-67.
11. Mesrine A. Les différences de mortalité par milieu social restent fortes. In: *Données sociales*. Paris: INSEE, 1999: 228-35.
12. Pappas G, Queen S, Hadden W, *et al.* The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *New England Journal of Medicine* 1993; 329:103-109.

13. Steenland K, Henley J, Thun M. All-cause and cause-specific deaths rates by educational status for two million people in two American Cancer Society cohorts. *Am J Epidemiol* 2002;156 (1):11-21.
14. Pierce J, Dorling D. Increasing geographical inequalities in health in New Zealand, 1980-2001. *International Journal of Epidemiology* 2006;35(3):597-603.
15. Kunst AE, Groenhouf F, Borgan JK, Costa G, Desplanques G, Faggiano F, *et al.* Socio-economic inequalities in mortality. Methodological problems illustrated with three examples from Europe. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1998; 46(6): 467-79.
16. Leclerc A, Chastang JF, Menvielle G, Luce D, Edisc group. Socioeconomic inequalities in premature mortality in France: did they widen in the last decades? *Soc Sci Med* 2006;62: 2035-2045.
17. Menvielle G, Leclerc A, Chastang JF, Melchior M, Luce D, Edisc group. Time trends in social inequalities in cancer mortality among French men between 1968 and 1996. *Am J Public Health* (sous presse).
18. Menvielle G, Leclerc A, Chastang JF, Luce D. Social inequalities in breast cancer mortality among French women: disappearing educational disparities from 1968 to 1996. *Br J Cancer* 2006; 94(1): 152-5.
19. Erickson, R. Social class assignment and mortality in Sweden. *Social Science and Medicine* 2006; 62: 2151-2160.
20. Rouault D. The Echantillon Démographique Permanent: a French equivalent to the Longitudinal Study. Update - News from the LS User Group 1994; January 1994(7): 5-13.
21. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med* 1997; 44(6): 757-71.
22. Pamuk E. Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales. *Popul Stud* 1985; 39: 17-31.
23. Blakely T, Woodward A, Salmond C. Anonymous linkage of New Zealand mortality and census data. *Australian and New Zealand Journal of Public Health* 2000; 24(1): 92-95.
24. Wilkins R, Berthelot JM et Ng E. Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996. Supplément aux Rapports sur la santé, volume 13, 2002, Statistique Canada, no 82-003.
25. Janssen F, Kunst AE. ICD coding changes and discontinuities in trends in cause-specific mortality in six European countries, 1950-99. *Bull World Health Organ* 2004; 82(12): 904-13.

26. Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Epidemiologie et determinants sociaux des inegalites de sante. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003; 51(4): 381-401.
27. Busson O, Ordonneau C, Riff V. Enquête sur la santé et les soins médicaux (1980-1981) : descriptif de la base de données. Paris: CREDES; 1997.(Rapport no. 1171).
28. Sermet C. Enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992 : méthodologie. Paris: CREDES; 1993.(Rapport no. 965).
29. Besson D. Boissons alcoolisées: 40 ans de baisse de consommation. *INSEE Première* 2004; 966.
30. Hill C, Laplanche A. Tabagisme et mortalité: aspects épidémiologiques. *BEH* 2003; 22-23: 98-100.
31. Monteil C, Robert-Bobée I. Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes. *INSEE première* 2005; 1025.
32. Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in Epidemiol. *Epidemiol Rev* 1988; 10:87-121.: 87-121.
33. Chenu A. Le repérage de la situation sociale. In: Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. *Les inégalités sociales de santé*. Paris: La Découverte, 2000: 93-107.
34. Berkman LF, Macintyre S. The measurement of social class in health studies:old measures and new formulations. *IARC Sci Publ* 1997; 138: 51-64.
35. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Community Health* 2006; 60(1): 7-12.
36. Singh-Manoux A, Clarke P, Marmot M. Multiple measures of socio-economic position and psychosocial health: proximal and distal measures. *Int J Epidemiol* 2002; 31(6): 1192-9.