

Différentiels sociaux de mortalité : quelles différences entre les femmes et les hommes ?

Robert-Bobée I.¹ et Monteil C.²

Insee, division Enquêtes et Etudes Démographiques

Version provisoire du 15/06/2005

Les différences de mortalité selon les catégories sociales sont toujours plus faibles pour les femmes que les hommes. Les risques de décès sont également fortement contrastés selon la situation familiale et la situation sur le marché du travail, qui toutes deux sont corrélées à la position sociale observée à un moment donné. Après prise en compte de ces éléments, les différentiels de mortalité entre catégories sociales s'atténuent, et on n'observe plus de différences significatives selon la position professionnelle pour les femmes. Par contre, le niveau diplôme continue à jouer un rôle important, prédominant pour les femmes, et complémentaire à la position sociale pour les hommes. Notamment, pour les personnes en couple, c'est le diplôme de la femme et la catégorie sociale de l'homme qui ressortent comme facteurs importants sur les risques de décès aux âges actifs.

La moindre variabilité des risques de décès pour les femmes ne s'observe pas uniquement selon la catégorie sociale. Le chômage, l'inactivité en dehors de la retraite par exemple sont associés pour les deux sexes à une surmortalité, mais dans une moindre mesure pour les femmes. Les effets de chocs liés au changement de situation, qui conduisent à une surmortalité plus forte en général à court terme qu'à long terme, sont également moins marqués pour ces dernières.

A partir de l'Echantillon Démographique Permanent, l'étude propose une analyse des risques de décès des hommes et des femmes sur différentes périodes, allant du début des années 1980 au milieu des années 1990, en mettant l'accent sur les différences de genres dans la mortalité selon les caractéristiques sociales des individus (diplôme, catégorie sociale), leur situation sur le marché du travail, entre inactivité hors retraite, retraite, chômage et emploi, et leur situation familiale. Un complément est apporté sur la dernière période selon la durée de chômage et le temps de travail des actifs occupés (activité à temps plein ou à temps partiel), la vie matrimoniale de fait et légale et le nombre d'enfants ; ainsi que sur l'influence des caractéristiques des conjoints, pour les personnes en couple. Cette étude analyse donc conjointement les différences de mortalité entre hommes et femmes selon la vie familiale et la situation professionnelle, et l'évolution de ces différences dans le temps.

¹ Isabelle.robert-bobee@insee.fr, Isabelle Robert-Bobée, Insee, division EED, timbre F170, 18 bld A. Pinard 75675 PARIS cedex 14

² christian.monteil@insee.fr, Christian Monteil, Insee, division EED, timbre F170, 18 bld A. Pinard 75675 PARIS cedex 14

En France, la différence d'espérance de vie entre hommes et femmes est particulièrement forte (Monnier, 2004). Dans les conditions de mortalité de l'année 2004, l'espérance de vie à la naissance atteint 83,8 ans pour femmes et 76,7 ans pour les hommes, soit un écart de plus de 7 ans en faveur des femmes (Richet-Mastain, 2005).

Une durée de vie toujours plus longue pour les femmes

La plus grande durée de vie des femmes résulte de nombreux facteurs, notamment biologiques et comportementaux. Et c'est d'ailleurs le cumul de ces facteurs plutôt que chacun d'entre eux pris isolément qui explique in fine les différences de mortalité (Caselli et al., 2002 ; Leclerc et al., 2000).

D'un point de vue biologique, les femmes, par leur patrimoine génétique, mais également par les spécificités de leur fonctionnement hormonal, bénéficient d'un avantage naturel sur les hommes. Notamment, il existe un effet de compensation d'un problème génétique d'un des chromosomes X par l'autre chromosome X chez les femmes, mais pas chez l'homme du fait de la présence d'un seul chromosome X (Vallin, 2002, Soliani et Lucchetti, 2002). Ces avantages génétiques en faveur des femmes ne seraient pas liés uniquement à une meilleure protection face aux seules maladies génétiques, mais également à une meilleure résistance au vieillissement (Vallin, 2002). A une époque et dans un contexte où les risques afférant à la maternité sont faibles et les différences de comportements envers les petites filles et petits garçons indifférenciés, l'avantage génétique des femmes s'accompagne d'une durée de vie effectivement plus longue pour ces dernières que pour les hommes (Vallin, 2002). Concernant le fonctionnement hormonal, il s'avère que les hormones sexuelles ont une influence notable sur certaines maladies, et de ce fait, il en résulterait dans les pays développés des conséquences avantageuses pour les femmes jusqu'à la fin des âges de reproduction (Soliani et Lucchetti, 2002).

Quant aux différences comportementales entre hommes et femmes, elles renvoient à la fois à des différences sexuées en termes de conduite à risques et de prévention. Parmi les conduites à risques se situent la consommation d'alcool et de tabac, et les accidents de la circulation routière. Selon une étude récente conduite en France (Baromètre santé 2000), 43 % des hommes déclarent consommer régulièrement de l'alcool. Un tiers des hommes sont des consommateurs réguliers de tabac contre un cinquième des femmes. La prise de risques, notamment au volant, est aussi un comportement plutôt masculin. Selon les statistiques de la sécurité routière, en 2003, les femmes françaises étaient 11 fois moins condamnées pour délits sur la route que les hommes. Les pratiques en matière de recours aux soins des hommes et des femmes diffèrent également. Les hommes consultent plus souvent les médecins de ville pour des problèmes respiratoires et cardiovasculaires, les femmes pour des actes de préventions. La consultation d'un médecin est ainsi non seulement plus fréquente chez les femmes mais aussi plus précoce. La forte différence de durée de vie entre hommes et femmes tiendrait alors non seulement à des facteurs de mortalité fortement différenciés selon le sexe, mais aussi à un effet cumulatif des facteurs qui joue en défaveur des hommes.

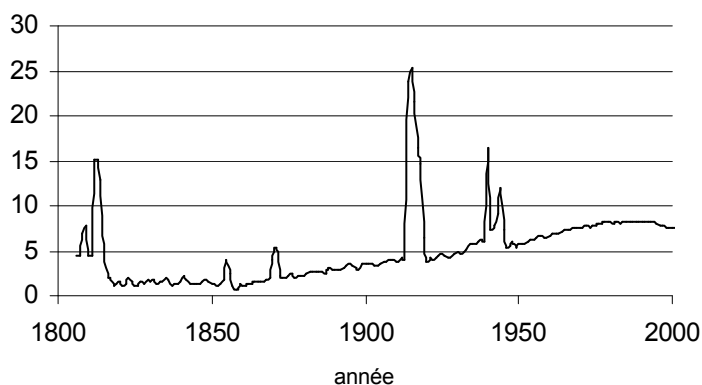
Rapprochement des comportements féminins et masculins et réduction des écarts d'espérances de vie

Pour les jeunes générations, les comportements féminins et masculins se sont rapprochés, notamment en terme de consommation d'alcool et de tabac. La consommation de tabac chez les hommes demeure supérieure à celle des femmes, mais l'écart s'est resserré au cours des dernières décennies, avec une régression du tabagisme chez les hommes et un développement chez les femmes : en 1980, il y avait 45 % de fumeurs et 17 % de fumeuses, contre 33 % et 21 % en 2000. Pour les générations les plus jeunes, on observe même peu de différences à la fois dans les proportions d'usagers du tabac et dans le nombre de cigarettes fumées (Aliaga, 2001). Ces rapprochements s'accompagnent d'une forte réduction du différentiel hommes-femmes en termes d'espérance de vie à la naissance depuis le milieu des années 1990 (Beaumel et al., 2002, Richet-Mastain, 2005). De 8,3 ans en 1992, la différence d'espérance de vie entre les femmes et les hommes est passée à 7,2 ans en 2002, soit une réduction de 1 an sur 10 ans, après une période de faible hausse (+0,1 an entre les années 1982 et 1992), et cette diminution des écarts se poursuivrait (7,1 ans en 2003 et 2004), signe que, peut-être, le rapprochement des comportements féminins et masculins réduirait encore les différences à long terme.

Mais ces rapprochements sont encore loin d'une identité de comportements entre hommes et femmes. En termes de consommation d'alcool par exemple, les hommes sont plus souvent consommateurs, et lorsqu'ils consomment, sont de plus gros buveurs que les femmes (Aliaga, 2002). En termes de recours aux soins et de prévention, les femmes demeurent plus attentives à leur santé que les hommes, même parmi les jeunes générations. Elles consultent plus souvent que les hommes, notamment parce qu'une part importante d'entre elles ont un suivi gynécologique tout au long de leur vie, et s'informent plus sur la santé (médias, discussions avec des professionnels de la santé notamment) (Aliaga, 2002). En termes de risques professionnels également, la forte participation des femmes au marché du travail, qui rapproche les taux d'activité masculin et féminin, ne s'accompagne pas des mêmes postes effectivement occupés. Les femmes, de plus en plus présentes sur le marché du travail, occupent en général des emplois présentant moins de risques professionnels. Par exemple, les métiers dits à risques tels qu'ouvrier dans le bâtiment, marin pêcheur, pompier, sont encore très majoritairement masculins.

A l'inverse même, certaines évolutions des comportements des femmes pourraient accroître l'avantage féminin en terme de durée de vie. Alors que la fonction reproductrice des femmes a longtemps été associée à une surmortalité féminine par les risques de décès liés aux maternités, la baisse de la fécondité et surtout l'amélioration des conditions sanitaires des accouchements a fait disparaître ce désavantage de mortalité propre aux femmes. Au contraire, le suivi systématique des grossesses et le développement de la médecine liée à la grossesse (obstétrique, gynécologie) aurait plutôt joué fortement en faveur des femmes (dépistages plus précoces de cancers de l'utérus par exemple, suivi des mères pendant la maternité et au-delà, habitude de suivi médical ...) et pourrait contribuer plutôt à la croissance des écarts hommes-femmes à long terme (Vallin, 2002). Il en va de même du niveau plus élevé de diplôme des femmes pour les jeunes générations, le niveau d'études étant corrélé notamment à la prévention et à la moindre adoption de comportements à risques. Mais globalement, l'évolution à long terme des différences entre espérances de vie des femmes et des hommes serait plutôt en faveur d'une diminution des écarts entre hommes et femmes. Si la baisse de la mortalité par sexe et âge poursuit sa tendance observée sur 15 ans (avec aménagement pour lisser les variations), les écarts entre espérances de vie des femmes et des hommes pourraient se réduire notablement, de 7 ans actuellement à 5 ans vers 2050 et 4 ans vers 2100 (Vallin et Meslé, 2001). Ces évolutions futures sont bien sûr incertaines, mais illustrent le fait que la poursuite de la réduction des écarts fait partie des scénarios possibles, avec donc un changement profond de tendance par rapport au passé (hausse continue des écarts des années 1900 à 1990) (figure 1).

Figure 1 : différence d'espérances de vie à la naissance entre les femmes et les hommes, par année, de 1807 à 2000.



Source : Vallin et Meslé, 2001

Mortalité selon la catégorie sociale : fort différentiel chez les hommes, faible chez les femmes

Les écarts d'espérances de vie entre hommes et femmes demeurent particulièrement forts en France, malgré un certain resserrement récent. Ces différences se retrouvent également marquées « à caractéristiques socio-démographiques données ».

Les facteurs sociaux-culturels incriminés dans l'explication du différentiel de mortalité entre hommes et femmes sont aussi mis en avant pour expliquer les écarts de mortalité observés entre catégories socio-professionnelles. La France se caractérise par des différentiels sociaux de mortalité élevés chez les hommes. Comparées à ses voisins européens, que se soient ses voisins du Nord ou du sud, les inégalités de mortalité « prématurée » (avant 65 ans) sont plus marquées en France (Kunst et al., 2000). Sur la période 1980-1989, 5 années séparaient l'espérance de vie à 35 ans des cadres supérieurs et des ouvriers (Desplanques, 1991). Sur la période 1982-1996, les différences d'espérance de vie à 35 ans, entre les ouvriers/ouvrières et les cadres, s'élevaient à 6,5 ans chez les hommes et à 3,5 ans chez les femmes (Mesrine, 1999). Ces deux études ne sont pas directement comparables en termes de méthodologie et de sources, et ne permettent pas de conclure à une augmentation des disparités en terme d'espérance de vie selon le statut social. A partir d'une même source de données et en utilisant la même méthodologie, on observe également une hausse des différentiels sociaux chez les hommes et une stabilité chez les femmes (Monteil C. et Robert-Bobée 2005, Robert-Bobée et Monteil, 2005). Plus précisément, l'indicateur standardisé de mortalité des hommes cadres, qui rapporte le nombre de décès réellement survenus au nombre de décès qui auraient été enregistrés si les cadres avaient eu la mortalité par âge de l'ensemble de la population masculine, diminue de 0,66 dans les années 1976-1984 à 0,59 pour les années 1991-1999. Pour les ouvriers, ce rapport, qui s'élevait à 1,2 sur la période 1976-1984, a en revanche peu varié au fil des années (autour de 1,2). Les écarts entre ouvriers et cadres ont donc augmenté. Le rapport des indicateurs standardisés de mortalité entre les hommes ouvriers et les cadres entre 35 et 80 ans est passé de 1,8 à près de 2,1 entre ces périodes. Pour les femmes, le rapport entre la mortalité des femmes ouvrières et des cadres entre 35 et 80 ans est de 1,4 pour chacun des périodes 1976-1984 et 1991-1999. Entre le début des années 1980 et le milieu des années 1990, c'est surtout la mortalité des hommes inactifs qui a augmenté, avec un différentiel hommes-femmes toujours important. Du fait de leur profil particulier en termes de santé et de handicap, les hommes inactifs profitent peu des gains d'espérance de vie. Alors que l'espérance de vie à 35 ans des inactifs a augmenté entre les années 1980 et 1990 de près de 3 ans chez les femmes, soit une hausse proche de l'ensemble des femmes actives, cette hausse est restée très limitée chez les hommes : +0,5 ans seulement contre + 3 ans pour l'ensemble de la population masculine.

Une nouvelle étude sur les différentiels sociaux de mortalité entre hommes et femmes : évolution dans le temps et influence d'autres facteurs que la catégorie sociale

Mais les différentiels de mortalité par catégorie sociale intègrent également d'autres facteurs socio-démographiques que les seules catégories sociales. Ainsi, le chômage, qui a un effet négatif sur la durée de vie (Mesrine, 2000), ou la vie en couple, qui joue favorablement cette fois sur la durée de vie (Vallin et Nizard, 1977) ou le fait d'être parent, qui est associée à une mortalité plus ou moins forte selon le nombre d'enfants (Mejer et Robert-Bobée, 2003) sont des facteurs corrélés à la situation sociale. De même le niveau d'études influe également sur les risques de décès (Mesrine, 2000). L'objectif de la présente étude est de comparer les différentiels de mortalité entre hommes et femmes selon divers facteurs socio-démographiques, et d'analyser ainsi comment se modifient les différences de mortalité entre catégories sociales lorsque sont pris en compte d'autres éléments. Notamment, les différences entre hommes et femmes s'atténuent-elles lorsque sont pris en compte non seulement les catégories sociales des individus, mais également d'autres déterminants sociaux (niveau de diplôme par exemple) et familiaux (situation matrimoniale légale et de fait, présence d'enfants ...) qui jouent également sur la mortalité ? Les différentiels sociaux de mortalité chez les femmes sont plus faibles que chez les hommes, mais comment varient-ils lorsque d'autres indicateurs que la catégorie sociale sont également analysés (catégorie sociale du conjoint éventuel, diplôme etc...) ? Observe-t-on une réduction des différences hommes-femmes dans le temps, suite à un certain rapprochement des comportements et modes de vie entre les deux sexes ?

L'étude a donc plusieurs objectifs, intégrant des comparaisons entre hommes et femmes sur une période donnée, mais également au fil du temps. Une unique source de donnée et une unique méthodologie sont adoptées ici pour avoir des résultats les plus comparables possibles entre périodes. Les données sont issues de l'Echantillon Démographique Permanent de l'Insee (encadré 1), panel d'individus couvrant actuellement les recensements de 1968 à 1999 et les données d'état civil, dont le statut vital, jusqu'en 2003. Le principe retenu est alors d'estimer des risques annuels de décès

sur diverses périodes selon les caractéristiques des individus en début de période (encadré 2). A chaque fois, les estimations sont conduites séparément pour chacun des sexes, puis un modèle englobant permet de tester la significativité des différences estimées entre hommes et femmes.

Sont analysés les corrélations entre mortalité aux âges actifs (entre 30 et 64 ans) selon l'âge atteint l'année des recensements, la catégorie sociale, le niveau d'études, la situation sur le marché du travail et la situation familiale. Trois périodes sont privilégiées : mortalité des années 1976-1984 selon les caractéristiques des personnes en 1975 ; mortalité des années 1983-1991 selon les caractéristiques des personnes en 1982 et mortalité des années 1991-1999 selon les caractéristiques des personnes en 1990. L'intégration de la vie familiale dans la mesure de la mortalité se limite, pour la comparaison dans le temps, à la distinction selon l'état matrimonial légal (marié, célibataire, veuf, divorcé), seule dimension disponible dans l'Echantillon Démographique Permanent pour l'ensemble des recensements de 1975 à 1990. Des informations plus complètes sont disponibles en 1990. Un modèle plus complet a donc été estimé selon les caractéristiques des personnes à cette date, en intégrant cette fois également la vie de couple de fait (non mariée) et le nombre d'enfants présents dans le logement. La situation des personnes sur le marché du travail est également détaillée, pour prendre en compte des différences éventuelles entre chômeurs selon la durée de chômage et des différences entre personnes en emploi selon la durée de travail (temps partiel / temps plein). Enfin, pour tenir compte des interactions entre les caractéristiques des deux conjoints, pour les hommes et femmes vivant en couple, caractéristiques qui peuvent traduire des conditions de vie différentes pour des personnes qui ont *a priori* des profils propres identiques, un modèle intégrant le niveau d'études du conjoint, sa catégorie sociale et sa situation sur le marché du travail a été aussi estimé. Il est précisé à chaque fois à quel(s) modèle(s) les résultats font référence.

*

**

Différentiels sociaux de mortalité des femmes et des hommes : quel descripteur social retenir ?

A l'âge donné, entre 30 et 64 ans, les différentiels de mortalité selon la catégorie sociale sont toujours plus forts pour les hommes que les femmes (modèle 1, tableau 1), ce qui est conforme à l'ensemble des résultats précédents sur ce thème (voir par exemple : Desplanques, 1985, 1991, 1993, Mesrine, 1999, Mejer et Robert-Bobée, 2003, Monteil et Robert-Bobée, 2004).

Les différentiels sociaux de mortalité, appréciés uniquement par la catégorie sociale, intègrent des différences en termes de niveau d'éducation, de vie familiale et de situation sur le marché du travail, qui jouent également sur la mortalité. Le chômage affecte l'état de santé des personnes concernées (Mesrine, 2000), et est plus fréquent pour les ouvriers. Les agriculteurs sont notamment plus nombreux à n'avoir jamais vécu en couple, et vivre seul s'accompagne d'une plus forte mortalité (Vallin et Nizard, 1977). Les personnes d'une même catégorie professionnelle peuvent également avoir des niveaux d'études différents, et avoir alors des parcours professionnels différents qui les ont conduit à appartenir, à une date donnée, au même groupe social, soit en ayant directement intégré ce groupe, soit en l'ayant intégré après des promotions. Or la mortalité diffère selon les parcours professionnels (Cambois, 2004). De plus, les niveaux d'études, notamment pour les femmes, renvoient à des pratiques de prévention différentes, avec également une attention plus importante portée à la santé, mais aussi à un contexte familial différent (conjoint plus diplômé, donc avec un revenu plus important pour les femmes les plus diplômées vivant en couple par exemple).

Atténuation des différentiels selon les catégories sociales lorsque le niveau d'études, la situation sur le marché du travail et la vie familiale est prise en compte

L'intégration de ces trois dimensions, situation sur le marché du travail, diplôme et statut matrimonial légal, conduit ainsi en général à diminuer les différentiels de mortalité selon la catégorie sociale, aussi bien pour les hommes que les femmes. A âge et diplôme donné (modèle 2, tableau 2), les différences entre catégories sociales pour les femmes et les hommes sont plus faibles que lorsque le diplôme n'est pas pris en compte (modèle 1, tableau 1) : les coefficients des régressions sont plus faibles en valeurs absolues, sauf pour les agriculteurs, pour lesquelles les variations sont négligeables. Ceci corrobore l'idée que, au sein d'une même catégorie sociale, les parcours professionnels sont différents, et que ces parcours influent sur la mortalité (Cambois, 2004). Les plus diplômés étant ceux qui ont le plus de chance de connaître une mobilité sociale ascendante, les écarts entre catégories sociales, à niveau d'études donné, sont donc plus faibles. Cette atténuation s'explique aussi par l'existence de différences fortes entre les modes de vie, les conditions de vie et les comportements à risque selon le niveau d'études (Leclerc et al., 2000, Caselli et al., 2002). La catégorie sociale seule ne suffit pas à synthétiser l'hétérogénéité des différentiels sociaux. De plus, à âge, diplôme, situation sur le marché du travail et situation matrimoniale identiques, les différentiels diminuent encore plus fortement, surtout pour les femmes : les différences de mortalité selon la catégorie sociale, déjà faible lorsque seul l'âge est pris en compte, ne sont en général plus significatives après neutralisation de la situation sur le marché du travail, du diplôme et de la situation matrimoniale légale (modèle 3, tableau 3). Ces résultats renforcent encore l'idée d'hétérogénéité des catégories sociales en terme de mortalité, selon non seulement leur parcours professionnel, mais également leurs modes de vie et leur situation familiale.

Alors qu'il n'y a plus de différences selon la catégorie sociale après introduction de ces trois dimensions, les différences, certes amoindries, demeurent par contre importantes pour les hommes : les hommes ouvriers ont un risque relatif de décès de l'ordre de 1,5 à 1,7 fois plus élevé que les cadres selon les périodes (modèle 3, tableau 3), au lieu de 2,1 à 2,3 lorsque seul l'âge est pris en compte (modèle 1, tableau 1). Pour les hommes, ce sont en général les moins diplômés qui vivent le moins souvent en couple, et les effets sur le marché du travail et la vie familiale se cumulent. Au contraire, pour les femmes, ce sont les plus diplômées qui ont la situation la moins favorable sur le marché matrimonial, et du coup, tous les facteurs ne jouent pas dans le même sens. Une fois neutralisées les différences en termes de situation conjugale et niveau d'études, la catégorie sociale ne joue plus un rôle important sur la mortalité des femmes, mais reste un facteur essentiel pour les hommes. L'atténuation des différences entre catégories sociales pour les hommes avec l'introduction du diplôme, de la vie familiale, de la situation sur le marché du travail est de plus marqué avec le temps, de telle sorte que, alors que les différentiels sociaux augmentaient lorsque seuls l'âge et la catégorie sociale sont contrôlés, l'évolution est désormais inversée. Le risque relatif de décès des ouvriers par rapport aux cadres passait de 2,1 à 2,3 entre le début des années 1980 et le milieu des années 1990 selon le modèle 1, et il passe de 1,7 à 1,5 selon le modèle 3. Les niveaux d'études, situation sur le marché du travail et situation matrimoniale au sein des groupes sociaux ont donc dû changer.

Pour les femmes, le niveau d'études importe plus que la catégorie sociale

Le niveau d'études est un meilleur indicateur que la catégorie sociale de la situation féminine par rapport à la mortalité. Une part importante des femmes sont, sans être retraitées, inactives au moment des recensements (un peu moins d'une femme de 30 à 64 ans sur deux en 1975, et une sur quatre en 1990 - Robert-Bobée et Monteil, 2005) et leur situation n'est pas homogène, puisque ce groupe des inactives non retraitées regroupe des femmes n'ayant jamais travaillé, des femmes ayant eu une activité par le passé ainsi que des situations de couples très différentes en termes de catégories sociales et diplôme du conjoint.

Aux âges actifs, à âge, situation sur le marché du travail et situation matrimoniale légale identiques, il y a peu de différences de mortalité entre les femmes selon leur catégorie sociale au recensement et la significativité de la catégorie sociale s'atténue au fil des périodes (tableau 3, modèle 3). A l'inverse,

l'effet du diplôme demeure important, avec en général un gradient négatif sur les risques de décès. Tous les niveaux de diplôme sont significatifs au seuil de 1%, alors que pour les hommes, la significativité est parfois moindre et ne concerne pas toujours tous les niveaux d'études détaillés. Il est donc plus pertinent d'apprécier les différentiels sociaux de mortalité au travers du niveau d'études pour les femmes qu'en utilisant sa propre catégorie sociale, alors que pour les hommes, la catégorie sociale est un facteur plus discriminant que le diplôme, et ces deux facteurs se cumulent en faveur d'une durée de vie plus longue pour les plus qualifiées.

Le diplôme pour les femmes et la catégorie sociale pour les hommes

La non-pertinence de la catégorie sociale dans l'analyse de la mortalité des femmes, et l'importance au contraire du niveau d'études, est confirmée lorsqu'on étudie la mortalité des personnes en couple.

Pour la période 1991-1999, la mortalité des femmes qui vivaient en couple ne dépend pratiquement pas de sa propre catégorie sociale, mais varie par contre de façon significative selon son niveau d'études, selon un gradient globalement décroissant. De plus, parmi les caractéristiques du conjoint, la catégorie sociale est discriminante mais pas son niveau d'étude (modèle « couple », tableau 5). De façon similaire, pour les hommes en couple cette fois, leurs propres catégories sociales jouent plus que leurs niveaux d'études, et parmi les caractéristiques sociales de leurs conjointes, le niveau d'études de la femme est un élément plus significatif que sa catégorie sociale (qui est également significative).

A âge, catégorie sociale, niveau d'études et situation sur le marché du travail donnés, la mortalité des femmes en couple est ainsi, entre 30 et 64 ans, plus faible pour les femmes dont le conjoint est cadre (risque relatif de 0,7 par rapport aux femmes d'ouvriers). Pour les hommes en couple, la situation est plus favorable pour ceux vivant en couple avec une femme ayant au moins le bac (risque relatif de 0,7). L'environnement social dans lequel évoluent les conjoints a donc une importance en termes de risque de décès, et est mieux reflété par le diplôme pour les femmes et la catégorie sociale pour les hommes.

Situation familiale et mortalité : peu de différences entre hommes et femmes selon les situations conjugales, mais fortes différences selon le nombre d'enfants

Avoir des enfants, vivre en couple, être marié, avoir subi le choc d'une séparation : autant d'événements familiaux qui ne sont pas sans lien avec la mortalité, soit parce que les personnes qui vivent ces événements ont un profil particulier (effet de sélection) si ce sont les personnes en meilleure santé qui vivent en couple et ont des enfants, ou celles en moins bonne santé qui ont plus de risque de perdre leur conjoint à un âge jeune par exemple ; soit parce que le fait de vivre ces événements influe sur les comportements à risque (devenir parent ou vivre avec quelqu'un fait prendre moins de risque sur sa santé), ou même s'il existe un effet protecteur ou au contraire agresseur indépendamment de l'état de santé. On utilise ici abusivement le terme « protecteur » pour qualifier une situation associée à une mortalité plus faible, alors qu'il est impossible de séparer avec la méthode employée les effets directs et indirects entre situation observée et risques de décès (pas de mesure de causalité, mais simple mesure d'une corrélation entre un état observé à un moment donné et les risques de décès sur une période donnée).

Le mariage, « protège » les hommes et les femmes

Les femmes et les hommes mariés sont toujours ceux qui ont les risques de décès les plus faibles. Le mariage protège ainsi de la mortalité, en ce sens que, dans tous les pays et à toutes les époques, la mortalité des non mariés est à tout âge beaucoup plus forte que celles des mariés (Thierry, 1999). La surmortalité varie par contre au sein du groupe des non-mariés, entre célibataires, veuf(ves) et divorcé(e)s. Les célibataires ont un risque de décès supérieurs aux personnes mariées et cet effet est plus marqué pour les femmes. A âge, catégorie sociale, diplôme et situation sur le marché du travail identiques, les hommes célibataires ont un risque relatif de décès 1,5 fois plus élevé que les mariés (entre 1,5 et 1,6 fois plus élevé selon les périodes pour les hommes) et ce rapport varie autour de 1,8 pour les femmes (modèle 3, tableau 3). Les divorcés, hommes ou femmes, présentent également un risque de décès supérieurs aux personnes mariées, mais il n'y a pas de différences entre hommes et femmes cette fois : les risques de décès des divorcés sont environ 1,7 à 1,8 fois plus élevés que ceux des personnes mariées. Au contraire, le veuvage précoce a un effet en général plus fort pour les hommes que pour les femmes. Sur la période 1991-1999, les veufs de moins de 65 ans ont un risque de décès 1,9 fois plus élevé que les mariés, contre un rapport de 1,5 entre veuves et femmes mariées (toujours à autres caractéristiques données, modèle 3 tableau 3). La situation relative entre les personnes qui ne sont plus mariées varie alors selon l'événement ayant mis fin au mariage (divorce ou veuvage), et le sexe.

Les risques annuels de décès sont estimés en moyenne sur une période de 10 années suivant l'observation de la situation de veuvage ou de divorce à une date donnée (encadré 1), situation qui a pu changer au cours du temps, de façon positive sur la durée de vie (remariage après un veuvage par exemple). De plus, les différences de mortalité selon la situation matrimoniale à un moment donné sont difficiles à analyser. Concernant le veuvage par exemple, les effets dépendent de la durée de veuvage, mais également de l'âge auquel l'événement s'est produit (Thierry, 1999). Mais surtout, se mêlent des effets propres à une situation donnée (rôle protecteur du mariage par exemple), des effets liés à un changement de situation (choc favorable du mariage, choc défavorable du décès du conjoint, choc favorable ou défavorable du divorce, selon les conditions dans lequel il se passe) et effets de sélection (effets de sélection par la santé : les personnes ayant des problèmes de santé sont plus souvent célibataires ; ou effets de sélection des personnes en couple : les veuf(ve)s auraient ainsi des risques de décès plus élevés que les marié(e)s, si la mortalité des conjoints est liée) (Vallin et Nizard, 1977). Les effets des chocs expliqueraient des atténuations des différentiels de mortalité par situation matrimoniale avec la durée passée dans la situation. L'effet négatif d'un veuvage est particulièrement fort la première année de veuvage, et diminue ensuite, fortement au cours des premières années, plus lentement au-delà (Thierry, 1999). On observe effectivement une diminution des différentiels de mortalité selon la situation matrimoniale légale des hommes entre une estimation sur courte période et une estimation sur longue période. La surmortalité des hommes non mariés en 1990 (veufs, divorcés

ou célibataires) est ainsi plus forte lorsque les risques de décès sont estimés sur la période 1991-1994 que sur la période 1991-1999 (odd-ratios plus forts dans le premier cas que le second), et l'atténuation est la plus forte pour les veufs (modèle 3, tableau 3), ce qui corrobore l'idée de choc négatif particulièrement marqué dans le cas d'un veuvage. De 2,3 sur la période 1991-1994, la surmortalité des veufs en 1999 diminue à 1,9 sur la période 1991-1999, à âge, catégorie sociale, diplôme et situation sur le marché du travail contrôlés, par rapport aux personnes mariés. Les variations selon la durée d'observation sont par contre différentes chez les femmes et surtout, l'effet du veuvage est plus marqué à long terme qu'à court terme.

La vie en couple non marié « protège » moins que le mariage

La vie de couple n'est pas forcément associée au mariage. En 1990 par exemple, 91% des femmes et des hommes de 30 à 64 ans en couple n'étaient pas mariés. L'information sur la vie en couple de fait n'est pas disponible dans la source utilisée pour les deux premières périodes analysées, cette information ne concernant que 1/5 des personnes de l'EDP recensées en 1975 et 1/4 de celles recensées en 1982 (encadré 2). L'analyse porte donc ici que sur la période 1991-1999, en fonction des caractéristiques des individus en 1990. On intègre alors au modèle commun aux trois périodes retenues (modèle 3) les informations complémentaires disponibles sur la vie familiale et la situation professionnelle en 1990 : la situation familiale intègre alors la vie de couple de fait et la situation matrimoniale légale, ainsi que le nombre d'enfants présents dans le logement ; et la situation sur le marché du travail est détaillée, en distinguant les personnes en activité à temps plein et à temps partiel, ainsi que les chômeurs selon la durée de recherche d'emploi (déclaratif au recensement). Sont intégrées également, comme pour le modèle 3, l'âge au recensement, le diplôme et la catégorie sociale.

Les femmes et hommes vivant en couple en dehors du mariage ont un risque relatif de décès moindre que les personnes ne vivant pas en couple, mais plus élevé que celles qui sont mariées (modèle « complet », tableau 4), sans différences notables selon le sexe. Pour la période 1991-1999, à âge, diplôme, catégorie sociale, situation sur le marché du travail et nombre d'enfants identiques, les personnes en couple non marié ont un risque relatif de décès environ 1,3 fois plus élevé que les personnes mariées, ce qui est nettement plus faible que ce qui est observé pour les hommes et femmes sans conjoint avant 65 ans (environ 1,7 pour les « sans conjoint »). Il existerait alors un rôle protecteur du mariage, dans le sens où les personnes en couple marié ont une situation plus favorable que les personnes vivant en couple non marié. Mais ces différences entre marié et non marié pourraient aussi refléter des effets de la durée de vie en couple. Les personnes mariées sont peut-être celles qui vivent en couple depuis plus longtemps (vie maritale plus stable et mariage moins fréquent au fil des générations), et donc celles pour lesquelles l'effet positif de la vie en couple joue aussi depuis une durée plus importante. De plus, les couples non-mariés comprennent des veufs, divorcés (qui ont donc subi des chocs par le passé) et des célibataires qui tous ont une situation moins favorable que les mariés (modèle « couple », tableau 5).

Des effets contrastés selon le nombre d'enfants

Des études précédentes (Mejer et Robert-Bobée 2003, Mejer 2004) ont montré les effets contrastés de la mortalité des femmes selon le nombre d'enfants mis au monde. La mortalité des mères est plus faible que celles des femmes n'ayant pas eu d'enfants, mais elle varie selon la taille de la descendance selon une courbe en « U ». L'avantage de la maternité augmente entre 1 et trois enfants puis diminue. Avoir eu 5 enfants ou plus devient alors un facteur de sur-mortalité, et les mères de famille très nombreuse rejoignent les femmes sans enfant en termes de mortalité. Une telle analyse est difficile à mener sur les hommes, puisque peu de sources d'informations comprennent l'état vital des personnes et le nombre d'enfants mis au monde. On ne connaît en général que les enfants résidant habituellement avec leurs parents et l'information sur les enfants partis est rarement disponible. L'analyse porte ici uniquement sur les enfants co-résidents, et l'on retrouve l'effet en « U » du nombre d'enfants pour les hommes, mais un effet très atténué pour les femmes (modèle « complet », tableau 4b). L'analyse à partir des seuls enfants co-résidents est donc incomplète et ne peut vraisemblablement pas se substituer à une analyse selon la taille de la descendance.

A âge, catégorie sociale, niveau d'études et situation sur le marché du travail donnés, les risques de décès des hommes mariés selon le nombre d'enfants co-résidents présente une forme en « U » traditionnelle. Il en est de même pour les hommes ne vivant pas en couple au moment du recensement de 1990. Pour les hommes vivant en union libre, il y a plutôt un effet avoir des enfants

ou pas, sans distinction notable selon le nombre d'enfants pour ceux qui vivent avec un descendant. Pour les femmes sans conjoint, on retrouve un effet proche de celui des hommes seuls, alors que pour les femmes en couple les relations entre nombre d'enfants et mortalité sont moins claires (tableau 4b). Pour l'ensemble des femmes en couple, marié ou non, le nombre d'enfants co-résidents n'est d'ailleurs plus significatif (au seuil de 10 %), alors que l'effet demeure marqué pour les hommes. Vivre avec un enfant a peut-être plus d'impact sur les comportements et modes de vie des hommes que des femmes.

Situation sur le marché du travail et mortalité : inactivité, chômage et temps partiel sont plus défavorables aux hommes

Pour les femmes comme pour les hommes, la situation la plus favorable aux âges actifs est d'être en emploi. Les chômeurs, les inactifs en dehors de la retraite et les retraités ont en effet, « toutes choses égales par ailleurs » des risques de décès plus importants que les actifs occupés, et ce quelle que soit la période d'analyse (modèle 3 tableau 3). La situation relative des personnes sans emploi dépend par contre fortement des raisons de l'absence d'activité professionnelle. Son niveau et son évolution varient de plus fortement selon le sexe.

La différence entre sexe la plus marquée s'observe pour les inactifs en dehors de la retraite, l'inactivité à ces âges étant en effet souvent liée à des problèmes de santé pour les hommes alors qu'elle reflète plus souvent des raisons familiales pour les femmes. De ce fait, entre 30 et 64 ans, la surmortalité des inactifs en dehors de la retraite est beaucoup plus marquée pour les hommes que pour les femmes. Pour les mêmes raisons, la situation des hommes en emploi à temps partiel est beaucoup moins favorable que celles des femmes. On observe aussi une surmortalité plus forte des chômeurs que des chômeuses. Par contre, il n'y a pas de différence significative entre la situation relative des femmes et hommes à la retraite à des âges d'activité.

Inactivité en dehors de la retraite et mortalité : un effet de sélection très marqué pour les hommes

L'inactivité des hommes s'explique plus fréquemment par des problèmes de santé qui ont une influence sur les risques de décès. Les hommes qui, sans être retraités, sont en dehors du marché du travail, ont une mortalité précoce très importante : dans les années 1976-1984, ils présentent un risque relatif de décès 2 fois plus élevé que les ouvriers en emploi, à âge, diplôme et situation matrimoniale légale donnés. Pour les femmes, l'absence d'activité professionnelle est certes associée à un risque de surmortalité précoce, mais d'ampleur nettement moindre : la mortalité relative est 1,3 fois plus importante que celle des femmes ouvrières ayant un emploi pour cette période. (modèle 3 tableau 3).

Lorsque seul l'âge est contrôlé, l'évolution de la situation des inactifs (en dehors de la retraite) est différente selon le sexe (tableau 1) : la situation des hommes inactifs s'est dégradée au fil du temps, alors que celles des femmes est demeurée stable. Ce phénomène peut s'interpréter par un effet de sélection par la santé, sélection qui se serait accentué au fil du temps pour les hommes (Monteil et Robert-Bobée, 2005). A âge donné, entre 30 et 64 ans, les risques relatifs de décès des hommes inactifs non retraités par rapport aux ouvriers en emploi sont passés de 2 dans les années 1980 à 2,4 dans les années 1990 alors qu'ils demeureraient autour de 1,1 entre les femmes inactives non retraitées et les ouvrières.

Le constat est différent lorsque sont contrôlés également les situations de vie de couple et les situations sur le marché du travail (modèle 3 tableau 3). La dégradation de la situation des inactifs est alors encore plus marquée pour les hommes, mais surtout, il y a aussi une dégradation relative de la situation des femmes inactives non retraitées. A âge, diplôme et situation matrimoniale légale donnée, les risques relatifs de décès entre 30 et 64 ans des inactifs non retraités par rapport aux ouvriers en emploi passent ainsi de 2 à 2,7 entre ces deux périodes. Pour les femmes, ces risques entre inactives non retraitées et ouvrières en emploi augmentent de 1,3 à 1,8.

L'inactivité, pour les hommes surtout, peut être un phénomène temporaire, et son effet sur la mortalité peut être distingué selon un effet de choc, immédiat, et un effet à plus long terme si cette situation perdure. Aussi, de la même façon que ce qui a été souligné précédemment pour le veuvage, le lien entre inactivité à un moment donné et mortalité dans les années qui suivent est plus fort sur courte période que longue période. Les hommes qui, en dehors de la retraite, sont inactifs en 1990 ont un risque relatif de décès 3 fois plus élevé que les ouvriers en emploi sur la période 1991-1994, contre 2,7 sur la période 1991-1999. Pour les femmes, ces valeurs sont respectivement de 2,3 et 1,8, et demeurent donc nettement moindre que celles des hommes.

Activité à temps partiel et mortalité : entre temps plein et inactivité pour les hommes

Tout comme l'inactivité en dehors de la retraite, exercer d'une activité professionnelle à temps partiel est rare pour les hommes et est plus souvent lié sans doute à un état de santé altérée alors que pour les femmes, cette situation est fréquente notamment pour des raisons familiales. Aussi, le travail à temps partiel est associé à une mortalité plus forte que le travail à temps plein pour les hommes, alors qu'il n'y a pas de différences notables entre les femmes selon la durée de travail (modèle « complet » tableau 4). La surmortalité liée au temps partiel n'atteint cependant pas pour les hommes le niveau de celle des inactifs non retraités. Ainsi, sur la période 1991-1999, les hommes de 30 à 64 ans ayant un emploi à temps partiel en 1990 ont des risques de décès 1,7 plus élevés que les hommes à temps plein (à âge, catégorie sociale, diplôme, situation matrimoniale et nombre d'enfants donnés). Cet effet est plus marqué à court terme qu'à long terme (modèle « complet », périodes 1991-1999 et 1991-1994), puisqu'il s'élève à 2,2 sur la période 1991-1994.

Surmortalité liée au chômage plus forte pour les hommes que les femmes

Les chômeurs ont un risque de décès plus élevés que les actifs occupés, et ceci ne provient pas exclusivement de différences en termes de niveau d'études (niveau plus bas en général parmi les chômeurs que les actifs occupés), ni de différences en terme de situation familiale, même si ces dernières ont peu d'effet sur les différentiels de mortalité liés au chômage pour les femmes (Mesrine, 2000).

Ainsi, à âge, catégorie sociale, diplôme et situation matrimoniale légale donnés, être au chômage est toujours associé à une plus forte mortalité, pour les femmes comme pour les hommes. Mais l'effet est nettement plus marqué pour ces derniers. Sur la période 1976-1984, le risque annuel de décès des chômeuses était ainsi 1,1 plus élevé que celui des femmes en emploi (à âge, catégorie sociale, diplôme et situation matrimoniale donnés), sans différence significative alors avec les actives en emploi, contre 2,3 pour les hommes (modèle 3 tableau 3).

Les évolutions dans le temps de cette surmortalité diffèrent nettement selon le sexe. Pour les hommes, la surmortalité des chômeurs a eu tendance à décroître au fur et à mesure de l'augmentation du chômage : entre le début des années 1980 et le milieu des années 1980, la surmortalité des chômeurs (odd-ratio des chômeurs rapporté au odd-ratio des actifs en emploi) a diminué ainsi de 2,3 à 1,8. Elle est ensuite remontée, pour atteindre 2,3 de nouveau dans les années 1990, du fait de l'augmentation du chômage de longue durée (Mesrine, 2000), qui est associé à une fragilisation plus importante et donc à une mortalité plus élevée (modèle « complet », tableau 4). Ainsi, sur la période 1991-1999, les hommes au chômage depuis plus d'un an ont un risque de décès 1,2 fois plus élevé que ceux qui sont dans cette situation depuis moins d'un an.

Pour les femmes, le chômage est aussi associé à une mortalité plus forte, d'ampleur moindre cependant que pour les hommes. Mais surtout, la surmortalité des chômeuses a augmenté entre le début des années 1980 et le milieu des années 1990, alors qu'elle a diminué puis augmenté pour les hommes. Malgré la dégradation leur situation, les chômeuses demeurent moins désavantagées que leurs homologues masculins, avec, pour la période 1991-1999, des risques relatifs de décès 1,7 fois plus élevés que les femmes ouvrières en activité, contre une surmortalité de 2,3 pour les hommes au chômage par rapport aux ouvriers en emploi (modèle 3, tableau 3). Contrairement aux hommes, on n'observe pas de différences notables entre les femmes au chômage depuis plus d'un an et celles qui vivent cette situation depuis moins longtemps.

Ces évolutions contrastées selon le sexe reflètent la complexité des liens qui existent entre chômage et mortalité : sélection des chômeurs par la santé, effet du chômage sur la santé, effet de la durée du chômage, effets comportementaux en termes de consommation d'alcool ou de tabac, effet des conditions de vie sur la prévention et le recours aux soins etc...

Selon l'hypothèse de sélection par la santé, le chômage toucherait d'abord les personnes les plus fragiles et s'étendrait ensuite aux personnes les moins exposées. De ce fait, le chômage devient de moins en moins sélectif en termes de santé lorsqu'il devient plus fréquent. C'est ce qui est observé en France pour les hommes, du début des années 1980 au milieu des années 1980 (Mesrine, 2000).

Les variations dans le temps de la surmortalité des chômeuses sont très différentes de celles des hommes, et plus difficiles à expliquer (Mesrine, 2000). La surmortalité des chômeuses a en effet augmenté entre le début des années 1980 et la fin des années 1980, alors même que la proportion de femmes au chômage augmentait. Les situations sont cependant très contrastées selon les catégories sociales, et les évolutions constatées sont sans doute à rapprocher de l'évolution de l'activité féminine sur la période (Mesrine, 2000).

Le chômage peut également influencer sur l'état de santé des personnes, par un isolement social, l'adoption de comportements à risques, ou la détérioration des conditions de vie (Aliaga, 2001). Ceci peut expliquer une situation nettement moins favorable pour les personnes, hommes ou femmes, qui sont durablement au chômage. Notamment, les situations financières ou relationnelles difficiles sont propices au tabagisme. L'amélioration relative de la situation des chômeurs au fil des années liée au développement du chômage et à la moindre sélection des chômeurs est donc à relativiser. Le développement du chômage s'est accompagné d'une fragilisation d'une part de plus en plus grande de chômeurs touchés par un chômage persistant (chômage de longue durée), qui conduit à une dégradation de la situation relative des chômeurs par rapport aux actifs occupés entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Ces effets de comportements à risques et conditions de vie sont plus marqués pour les hommes (Aliaga, 2001), ce qui contribue à expliquer la situation plus défavorable du chômage pour ces derniers et une différence plus marquée pour les hommes selon la durée de chômage, ce que nous observons.

Comme pour l'inactivité, les liens entre chômage et mortalité sont plus forts à court terme qu'à long terme. Les hommes âgés de 30 à 64 ans au chômage en 1999 ont ainsi un risque 2,5 fois plus élevé de décéder que ceux en emplois sur la période 1991-1994 contre une surmortalité de 2,3 sur la période 1991-1999, et ces chiffres sont respectivement de 1,8 et 1,7 pour les femmes (à âge, catégorie sociale, diplôme et situation matrimoniale légale identiques) (modèle 3, tableau 3). Ceci renvoie d'une part à une décomposition des effets entre effets de chocs liés au passage dans cette situation, chocs défavorable à court terme à la durée de vie, et effets de la détérioration des conditions matérielles et psychologiques qui agissent à plus long terme ; et d'autre part au principe de sélection par la santé vu précédemment, qui implique une atténuation des différences entre chômeurs et actifs occupés au fil du temps. Les chômeurs ayant un état de santé moins favorable que les actifs occupés ont un risque de décès élevé peu de temps après l'entrée en chômage et disparaissent donc pendant que certains actifs occupés voient leur état de santé se dégrader (Mesrine, 2000).

Surmortalité des personnes retraitées aux âges d'activité

En 1975, hormis pour les professions bénéficiant de régimes particuliers, l'âge légal de départ à la retraite était de 65 ans. En 1982, l'âge légal est passé à 60 ans.

Les retraités entre 50 et 65 ans présentent des risques de décès plus élevés que les personnes encore en couple à ces âges. Pour les hommes, ce rapport a peu varié, autour de 1,7. Pour les femmes, ce rapport a augmenté puisqu'il passe de 1,5 pour la première période à 1,9 pour la dernière. La surmortalité des retraités peut s'expliquer par différents facteurs. Tout d'abord, les retraites précoces touchent plutôt des personnes ayant un travail pénible et soumises donc à une mortalité plus élevée, ce qui joue sans doute plus fortement pour les hommes. Ensuite, le départ précoce à la retraite peut être lié à un état de santé défaillante, et donc liée aussi à une mortalité plus forte. En termes de comportements et attention portée à sa santé, le fait de quitter le monde du travail à un âge relativement jeune peut entraîner, pour certains, un sentiment d'inutilité alors que l'on est encore en pleine possession de ses moyens ou un mal-être, ou bien encore la perte de repères liés à la vie professionnelle, qui peuvent avoir un impact sur la santé psychique et les comportements, puis sur la santé, avec des effets sans doute plus marqués pour les hommes.

Situation sur le marché du travail du conjoint

De la même manière que la catégorie socioprofessionnelle de la femme a peu d'impact sur la mortalité de son conjoint, sa situation sur le marché du travail (en emploi, chômeuse, inactive, retraité) ne joue pas non plus (modèle « couple », tableau 5). Par contre, pour les femmes en couple, tout comme la catégorie sociale et le niveau d'études, la situation sur le marché du travail de son conjoint influence fortement sa propre mortalité. Ainsi, sur la période 1991-1999, les femmes en couple avec un chômeur ont eu, « toutes choses égales par ailleurs », un risque de décès 1,5 fois plus important que les femmes en couple avec un homme en emploi. De même, les femmes en couple avec un homme inactif, retraité ou non, connaissent une situation moins favorable que les femmes en couple avec un homme en emploi. Mais c'est surtout le chômage qui a un effet important. Notamment, le chômage de l'homme a un effet proche de celui du chômage de la femme, alors que les autres situations d'absence d'emploi du conjoint ont un effet moins marqué que l'inactivité de la femme elle-même. Le cumul de situation peut alors jouer fortement sur les différences de mortalité pour les femmes, avec une situation encore plus défavorable donc quand les deux conjoints sont au chômage. L'effet du chômage est moins marqué en général pour les personnes en couple que pour celles vivant seules (coefficients plus faibles en général pour le modèle « couple » que le modèle « complet »), ce qui suggère encore l'existence d'effets de « compensation » : cumuler des situations défavorables en termes d'emploi et de situation familiale joue plus défavorablement.

Conclusion et perspectives

Les différences de mortalité entre hommes et femmes restent importantes, et l'on n'observe pas vraiment de rapprochement des risques de décès sur les périodes étudiées, la diminution des écarts d'espérances de vie entre les deux sexes étant sans doute encore trop récente pour avoir un effet notable vers le milieu des années 1990.

L'analyse sera complétée sur la période 2000-2003 selon les caractéristiques socio-démographiques des personnes en 1999, et sera comparée à la situation observée pour les années 1991-1994 (période de même amplitude).

L'analyse sera également complétée en termes de parcours professionnels, les groupes sociaux étant encore très hétérogènes, même une fois contrôlées les différences en termes de niveau d'études et de situation familiale. Mais surtout, les catégories sociales sont observées ici à un moment donné, ce qui ne reflète qu'imparfaitement la situation sociale des individus et que les différences de mortalité selon les parcours professionnels peuvent être fortes. Nous analyserons donc si les situations observées ici entre hommes et femmes se rapprochent ou non lorsque ces éléments sont également pris en compte.

Tableaux 1 - modèle 1 : risques annuels de décès des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes, selon l'âge et la catégorie sociale en début de période - odd-ratios
Estimation à l'aide d'un modèle de Cox, modèle de durée à risques proportionnels (encadré 2)

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Âge atteint en début de période						
30-34 ans	1	1	1	1	1	1
35-39 ans	1,65***	1,56***	1,59***	1,34***	1,41***	1,57***
40-44 ans	2,74***	2,96***	2,75***	2,12***	2,28***	1,99***
45-49 ans	4,03***	4,35***	4,05***	3,18***	3,36***	3,08***
50-54 ans	5,89***	5,44***	6,09***	4,69***	4,86***	4,31***
55-59 ans	8,35***	8,46***	8,14***	6,56***	6,79***	5,74***
60-64 ans	13,08***	13,75***	11,64***	10,05***	10,78***	9,05***
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,57***	0,78***	0,57***	0,70***	0,60***	0,86*
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,65***	0,74***	0,63***	0,86	0,62***	0,76***
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,47***	0,58***	0,46***	0,56***	0,44***	0,67***
Professions intermédiaires	0,55***	0,74***	0,57***	0,72***	0,61***	0,65***
Employé	0,84***	0,82***	0,88***	0,84***	0,93**	0,81***
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Inactif	2,05***	n.s.	2,28***	1,17***	2,36***	1,16***
Nombre d'observations						
	83 600	87 300	94 900	99 800	104 900	110 400

Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%, * le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

Tableau 2 - modèle 2 : risques annuels de décès des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes, selon l'âge, la catégorie sociale et le diplôme en début de période - odd-ratios
Estimation à l'aide d'un modèle de Cox, modèle de durée à risques proportionnels (encadré 2)

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Âge atteint en début de période						
30-34 ans	1	1	1	1	1	1
35-39 ans	1,64***	1,47***	1,57***	1,33***	1,39***	1,56***
40-44 ans	2,69***	2,84***	2,67***	2,06***	2,23***	1,95***
45-49 ans	4,04***	4,14***	3,87***	3,00***	3,23***	2,96***
50-54 ans	5,72***	5,17***	5,75***	4,39***	4,57***	4,02***
55-59 ans	8,05***	7,95***	7,65***	6,18***	6,27***	5,21***
60-64 ans	12,36***	12,53***	10,89***	9,34***	9,83***	8,16***
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,56***	0,77***	0,56***	0,71***	0,60***	0,88
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,68***	0,79***	0,65***	0,93	0,68***	0,86
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,52***	0,66***	0,53***	0,66***	0,57***	0,87
Professions intermédiaires	0,59***	0,83*	0,62***	0,83**	0,70***	0,83*
Employé	0,86***	0,87**	0,90***	0,90*	0,99	0,90
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Inactifs	1,95***	1,06	2,25***	1,20***	2,31***	1,22***
Diplôme						
Sans diplôme	1	1	1	1	1	1
CEP	0,87***	0,74***	0,92***	0,74***	0,84***	0,73***
Bepc	0,84***	0,71***	0,92	0,75***	0,73***	0,69***
capbep	0,78***	0,77***	0,79***	0,68***	0,73***	0,65***
bac	0,79***	0,74***	0,83***	0,75***	0,71***	0,53***
bac2	0,75***	0,70***	0,74***	0,68***	0,58***	0,60***

Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%, * le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

Tableau 3 - modèle 3 : risques annuels de décès des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes, selon l'âge, la catégorie sociale, la situation sur le marché du travail, le diplôme et la situation matrimoniale légale en début de période - odd-ratios
Estimation à l'aide d'un modèle de Cox, modèle de durée à risques proportionnels (encadré 2)

	1976-1984		1983-1991		1991-1999			
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes		
Âge atteint en début de période								
30-34 ans	1	1	1	1	1	1	1	
35-39 ans	1,63***	1,54***	1,61***	1,34***	1,47***	1,62***		
40-44 ans	2,66***	2,86***	2,74***	2,09***	2,43***	2,07***		
45-49 ans	3,88***	4,16***	4,00***	3,02***	3,55***	3,16***		
50-54 ans	5,57***	5,08***	5,80***	4,27***	4,92***	4,17***		
55-59 ans	7,37***	7,62***	7,20***	5,64***	6,07***	5,00***		
60-64 ans	9,59***	10,99***	8,49***	7,46***	7,72***	6,47***		
Catégorie sociale au recensement								
Agriculteur	0,61***	0,85**	0,64***	0,88	0,69***	1,08		
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,77***	0,85	0,76***	1,12	0,81***	1,03		
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,58***	0,66**	0,59***	0,73**	0,65***	0,96		
Professions intermédiaires	0,63***	0,82**	0,67***	0,89	0,77***	0,89		
Employé	0,84***	0,88**	0,89**	0,97	0,99	0,94		
Ouvrier	1	1	1	1	1	1		
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement								
En emploi	1	1	1	1	1	1		
Chômeur	2,33	1,14	1,78***	1,63***	2,25***	1,73***		
Inactif, non retraité	1,98	1,34***	2,44***	1,71***	2,74***	1,84***		
Retraité (50 ans et plus)	1,72	1,51***	1,69***	1,67***	1,75***	1,86***		
Diplôme								
Sans diplôme	1	1	1	1	1	1		
CEP	0,90***	0,77***	0,96	0,78***	0,89***	0,76***		
Bepc	0,85***	0,74***	0,93	0,78***	0,78***	0,72***		
capbep	0,80***	0,81***	0,82***	0,71***	0,80***	0,68***		
Bac	0,78***	0,73***	0,84***	0,76***	0,77***	0,56***		
bac2	0,77***	0,69***	0,76***	0,68***	0,63***	0,62***		
Situation matrimoniale légale, à la date du recensement								
mariés	1	1	1	1	1	1		
Situation inconnue (non réponse)	1,38**	1,52*	1,43***	1,40	1,41***	0,98		
célibataires	1,47***	1,63***	1,49***	1,80***	1,63***	1,80***		
veufs	1,51***	1,34***	1,57***	1,53***	1,94***	1,48***		
divorcés	1,73***	1,65***	1,82***	1,78***	1,69***	1,78***		

Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%, * le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

1991-1994

Hommes Femmes

Âge atteint en début de période		
30-34 ans	1	1
35-39 ans	1,21*	1,77***
40-44 ans	2,21***	2,25***
45-49 ans	2,89***	3,49***
50-54 ans	4,25***	4,65***
55-59 ans	5,44***	5,36***
60-64 ans	6,51***	6,59***
Catégorie sociale au recensement		
Agriculteur	0,69***	1,06
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,78***	1,05
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,64***	1,07
Professions intermédiaires	0,77***	0,99
Employé	1,06	1,05
Ouvrier	1	1
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement		
En emploi	1	1
Chômeur	2,50***	1,82***
Inactif, non retraité	3,01***	2,35***
Retraité (50 ans et plus)	1,83***	2,10***
Diplôme		
Sans diplôme	1	1
CEP	0,90**	0,79***
Bepc	0,86	0,84
capbep	0,83***	0,77***
Bac	0,85**	0,60***
bac2	0,67***	0,66***
Situation matrimoniale légale, à la date du recensement		
mariés	1	1
Situation inconnue (non réponse)	1,59***	0,99
célibataires	1,77***	1,92***
veufs	2,29***	1,37***
divorcés	1,93***	1,74***

Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%, * le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

Tableau 4 - modèle « complet » : risques annuels de décès des femmes et des hommes observés en moyenne pour les années 1991-1999 et 1991-1994, selon l'âge, la catégorie sociale, la situation détaillée sur le marché du travail, le diplôme et la situation matrimoniale légale et de fait, et le nombre d'enfants corésidents, en 1990 - odd-ratios

Estimation à l'aide d'un modèle de Cox, modèle de durée à risques proportionnels (encadré 2)

	1991-1999		1991-1994			
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes		
Âge atteint en début de période						
30-34 ans	1	1	1	1		
35-39 ans	1,47***	1,61***	1,21*	1,76***	*	
40-44 ans	2,41***	2,00***	2,20***	2,16***		
45-49 ans	3,46***	2,92***	2,84***	3,12***		
50-54 ans	4,70***	3,70***	**	4,09***	3,93***	
55-59 ans	5,70***	4,30***	**	5,14***	4,37***	
60-64 ans	7,14***	5,46***	**	6,06***	5,22***	
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,69***	1,09	***	0,69***	1,08	***
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,82***	1,02	***	0,78***	1,04	***
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,65***	0,96	***	0,65***	1,08	**
Professions intermédiaires	0,77***	0,89	***	0,77***	1,00	***
Employé	0,98	0,94	***	1,05	1,05	***
Ouvrier	1	1	***	1	1	***
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement						
Activité à temps plein	1	1		1	1	
Activité à temps partiel	1,67***	0,93	***	2,26***	0,89	***
Chômage depuis moins de 1 an	1,99***	1,72***		2,20***	1,92***	
Chômage depuis 1 an ou plus	2,41***	1,77***	***	2,64***	1,86***	**
Inactif non retraité	2,66***	1,83***	***	2,91***	2,37***	***
Retraité (50 ans ou plus)	1,75***	1,82***		1,87***	2,07***	
Diplôme						
Sans diplôme	1	1		1	1	
CEP	0,89***	0,76	***	0,91*	0,79***	*
Bepc	0,78***	0,72		0,87	0,83*	
capbep	0,81***	0,68	***	0,85***	0,76***	
bac	0,77***	0,56	***	0,86*	0,60***	**
bac2	0,63***	0,63		0,66***	0,67***	
Situation conjugale à la date du recensement						
Couple marié	1	1		1	1	
Couple non marié	1,23***	1,34***		1,23**	1,31**	
Pas en couple	1,73***	1,66***		1,98***	1,64***	
Nombre d'enfants (co-résidents) à la date du recensement						
Sans enfant	1	1		1	1	
1 enfant	0,88***	0,97	*	0,88**	1,00	
2 enfants	0,84***	0,87*		0,83***	0,84*	
3 enfants	0,85***	0,73***		0,87	0,68**	
4 et +	1,05	0,83	*	1,10	0,62**	**

Lecture : un coefficient positif indique un risque annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%,* le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement de 1990

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

Tableau 4-b - modèle « complet b » : risques annuels de décès des femmes et des hommes observés en moyenne pour les années 1991-1999 et 1991-1994, selon l'âge, la catégorie sociale, la situation détaillée sur le marché du travail, le diplôme et la situation matrimoniale légale et de fait croisée avec le nombre d'enfants corésidents, en 1990 - odd-ratios

Estimation à l'aide d'un modèle de Cox, modèle de durée à risques proportionnels (encadré 2)

	1991-1999			1991-1994		
	Hommes	Femmes	F-H	Hommes	Femmes	F-H
Âge atteint en début de période						
30-34 ans	1	1		1	1	
35-39 ans	1,48***	1,62***		1,23**	1,79***	*
40-44 ans	2,42***	2,03***		2,22***	2,21***	
45-49 ans	3,50***	2,96***		2,89***	3,20***	
50-54 ans	4,76***	3,77***		4,19***	4,05***	
55-59 ans	5,80***	4,41***	**	5,30***	4,50***	
60-64 ans	7,30***	5,60***	**	6,30***	5,40***	
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteurs	0,69***	1,09	***	0,69***	1,08	**
Artisans, commerçants, chef d'entreprise	0,82***	1,02	***	0,78***	1,05	***
Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,65***	0,96	***	0,65***	1,08	**
Professions intermédiaires	0,77***	0,89	***	0,77***	1,00	***
Employés	0,98	0,94	***	1,05	1,05	***
Ouvriers	1	1	***	1	1	***
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement						
Activité à temps plein	1	1		1	1	
Activité à temps partiel	1,68***	0,93	***	2,27***	0,89	***
Chômage depuis moins de 1 an	1,99***	1,73***	***	2,21***	1,95***	
Chômage depuis 1 an ou plus	2,39***	1,79***	***	2,63***	1,88***	*
Inactif non retraité	2,65***	1,82***	***	2,91***	2,36***	***
Retraité (50 ans ou plus)	1,75***	1,82***		1,88***	2,06***	
Diplôme						
Sans diplôme	1	1		1	1	
CEP	0,89***	0,76***	***	0,91*	0,79	*
Bepc	0,78***	0,72***		0,87	0,83	
capbep	0,82***	0,68***	***	0,85***	0,76	
Bac	0,77***	0,56***	***	0,87*	0,60	**
bac2	0,63***	0,63***		0,67***	0,68	
Situation conjugale et nombre d'enfants corésidents, à la date du recensement						
Couple marié sans enfant	1	1		1	1	
Couple marié 1 enfant	0,90***	1,00	*	0,93	1,04	
Couple marié 2 enfants	0,85***	0,91		0,89*	0,85	
Couple marié 3 enfants	0,84***	0,79**		0,87	0,82	
Couple marié 4 enfants et +	1,09	0,85		1,15	0,62*	**
Couple non marié sans enfants	1,24***	1,43***		1,16	1,46**	
Couple non marié 1 enfant	1,04	1,03		1,21	1,16	
Couple non marié 2 enfants	1,15	1,46**		1,16	1,06	
Couple non marié 3 enfants et +	1,19	1,06		1,52	1,16	
Personne seule sans enfant	1,70***	1,71***		1,98***	1,69***	*
Personne seule avec un enfant	1,63***	1,66***		1,92***	1,72***	
Personne seule avec deux enfants	1,32	1,28*		1,30	1,54**	
Personne seule avec 3 enfants et +	1,52*	1,06*		2,43	0,34*	***

Lecture : un coefficient positif indique un risque annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%,* le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement de 1990

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

Tableau 5 - modèle « couple » : risques annuels de décès des femmes et des hommes en couple observés en moyenne pour les années 1991-1999 et 1991-1994, selon l'âge, la catégorie sociale, la situation détaillée sur le marché du travail, le diplôme et la situation matrimoniale légale et de fait, le nombre d'enfants corésidents, et les caractéristiques du conjoint, en 1990 - odd-ratios
Estimation à l'aide d'un modèle de Cox, modèle de durée à risques proportionnels (encadré 2)

	1991-1999			1991-1994		
	Hommes	Femmes	F-H	Hommes	Femmes	F-H
Âge atteint en début de période						
30-34 ans	1	1		1	1	
35-39 ans	1,55***	1,59***		1,18	1,79***	*
40-44 ans	2,63***	1,90***	**	2,38***	2,08***	
45-49 ans	3,72***	2,85***	*	2,90***	3,09***	
50-54 ans	5,17***	3,88***	*	4,33***	5,53***	
55-59 ans	6,31***	4,39***	**	5,28***	4,86***	
60-64 ans	8,06***	5,52***	**	6,46***	5,79***	
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,75***	1,36**		0,76**	1,34	**
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,86***	1,13	***	0,80**	1,33	**
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,69***	1,16		0,70***	1,42	
Professions intermédiaires	0,79***	1,01	***	0,80***	2,33	**
Employé	0,95	0,98	***	0,99	1,14	***
Ouvrier	1	1	***	1	1	***
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement						
Activité à temps plein	1	1		1	1	
Activité à temps partiel	1,66***	0,81**	***	2,53***	0,81	***
Chômage depuis moins de 1 an	1,78***	1,36**		1,79***	1,20	
Chômage depuis 1 an ou plus	2,35***	1,49***	***	2,67***	1,83***	*
Inactif non retraité	2,87***	1,65***	***	3,48***	2,24***	***
Retraité (50 ans ou plus)	1,66***	1,70***		0,95***	1,97***	
Diplôme						
Sans diplôme	1	1		1	1	
CEP	0,96	0,81***		1,00	0,84*	
Bepc	0,86**	0,77***		1,07*	0,85	
capbep	0,87***	0,79***		0,94	0,91	
bac	0,91	0,72***	**	1,03	0,70**	**
bac2	0,71***	0,83***		0,78	0,75	
Catégorie sociale du conjoint, au recensement						
Agriculteur	0,78**	0,72***		0,77**	0,78	
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,86*	0,80***		0,88**	0,90	
Cadre et professions intellectuelles supérieures	0,83*	0,66***		0,96	0,67***	
Professions intermédiaires	0,85**	0,78***		0,76	0,89	
Employé	0,90*	0,98		0,84	0,94	
Ouvrier	1	1		1	1	
Inactif non retraité	0,93*	1,26		1,25	1,43*	
Situation du conjoint sur le marché du travail, à la date du recensement						
En emploi	1	1		1	1	
Chômeur	0,99	1,44***	***	1,06	1,57***	**
Inactif, non retraité	0,93	1,26*	**	0,95	1,43*	**
Retraité (50 ans et plus)	1,07	1,15**		0,98	1,15	
Diplôme du conjoint						
Sans diplôme	1	1		1	1	

CEP	0,89***	0,94		0,89*	0,92	
Bepc	0,84***	0,90		0,88	0,98	
capbep	0,77***	0,85**		0,81**	0,80**	
bac	0,72***	0,94	**	0,77**	0,95	
bac2	0,70***	0,51		0,62***	0,89	**
Situation matrimoniale légale à la date du recensement						
mariés	1	1		1	1	
Situation inconnue (non réponse)	1,18	0,90		1,27	0,99	
célibataire	1,23**	1,25*		1,25	1,37	
veuf	1,41*	1,74***		1,51	1,32	
divorcé	1,29***	1,46***		1,24	1,36	
Nombre d'enfants (co-résidents) à la date du recensement						
Sans enfant	1	1		1	1	
1 enfant	0,92**	1,02	*	0,95	1,07	
2enfants	0,90**	1,00		0,91	0,95	
3 enfants	0,88**	0,88		0,90	0,93	
4 et +	1,07	0,88		1,12	0,78	

Lecture : un coefficient positif indique un risque annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises en référence. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%,* le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement de 1990, vivant en couple.

Source : Insee, Echantillon Démographique Permanent

Bibliographie citée dans le texte

- Aliaga C. (2001) « Le tabac : vingt ans d'usage et de consommation », Insee première n°808
- Aliaga C. (2002) « Les femmes plus attentives à leur santé que les hommes », Insee première n°869
- Beaumel C., Doisneau L., Vatan M. (2002) « La situation démographique en 2000, mouvement de la population », Insee résultats série société n°10 octobre 2002
- Caselli G., Vallin J. et Wunsch G. (sous la dir. de), 2002, «Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : les déterminants de la mortalité », Editions de l'INED.
- Cambois E. (2004) « Careers and mortality in France: Evidence on how far occupational mobility predicts differentiated risks », social science and medicine n°58
- Cambois E. (2004) « Occupational and educational differentials in mortality in French elderly people: magnitude and trends over recent decades », demographic research special collection n°2 "Determinants of Diverging Trends in Mortality", article 11, www.demographic-research.org
- Chenu A. (2000). « Le repérage de la situation sociale » in : Sous la direction de Annette Leclerc, Didier Fassin, Hélène Grandjean, Monique Kaminski, Thierry Lang , *Les inégalités sociales de santé*, Edition La Découverte/Inserm, p.93-107
- Couet C. (2003) « L'Echantillon Démographique Permanent », Insee note n°043/F170 du 20 juin 2003
- Desplanques G. (1985). «La mortalité des adultes», Insee, Les collections de l'Insee n°479, série D, n°102.
- Desplanques G. (1991). «Les cadres vivent plus vieux», Insee première n°158.
- Desplanques G. (1993). «L'inégalité sociale devant la mort », Insee, Données sociales.
- Insee (2003) «Echantillon Démographique Permanent, Manuel de l'utilisateur en statistiques et études », septembre 2003
- Jougla E., Rican S., Péquino F., le Toullec A. (2000). « La mortalité » in : Sous la direction de Annette Leclerc, Didier Fassin, Hélène Grandjean, Monique Kaminski, Thierry Lang , *Les inégalités sociales de santé*, Edition La Découverte/Inserm, p.147-162
- Kunst A. E., Groenhof F., Mackenbach J. P. et le groupe de travail sur les inégalités socio-économiques de santé (2000). « Inégalités sociales de mortalité prématurée : la France comparée aux autres pays européens » in : Sous la direction de Annette Leclerc, Didier Fassin, Hélène Grandjean, Monique Kaminski, Thierry Lang , *Les inégalités sociales de santé*, Edition La Découverte/Inserm, p.53-68
- Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M., Lang T. (sous la dir. de), 2000, « Les inégalités sociales de santé », Editions La Découverte/Inserm.
- Mejer L. (2004) : « Differential Mortality in France », Insee document de travail n°F0401
- Mesrine A. (1999). « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes » in *Données Sociales, la société française*, Editions de l'Insee, p.228-235.
- Mesrine A. (2000). « La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage » in *Economie et Statistiques*, Insee, p.33-48.
- Monnier A. (2004). « L'Union européenne élargie : quinze + dix=455 », Ined, Population et sociétés n°398, février 2004.
- Monteil C. et Robert-Bobée I. (2005) «Hausse des différentiels sociaux de mortalité chez les hommes, stabilité chez les femmes », Insee première à paraître en juin-juillet 2005
- Vallin J. et Nizard A. (1977) « La mortalité par état matrimonial, mariage sélection ou mariage protection », *Population*, n° spécial, Ined
- Robert-Bobée I. et Monteil C. (2005) «Quelles évolutions des différentiels sociaux de mortalité pour les femmes et les hommes ? Tables de mortalité par catégorie sociale en 1975, 1982 et 1990 et Indices Standardisés de Mortalité par catégorie sociale en 1975, 1982, 1990 et 1999 », Insee, document de travail, à paraître en juin-juillet 2005

Thierry X. (1999) « Risques de mortalité et de surmortalité au cours des dix premières années de veuvage », Ined, Population, revue de l'INED, n° 2, mars-avril 1999, p. 177-204

Soliani L. et Lucchetti E. (2002). « Les facteurs génétiques de la mortalité » in : Sous la direction de G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch, *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité*, Editions de l'INED, p. 319-350.

Vallin J. (2002). « Mortalité, sexe et genre » in : Sous la direction de G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch, *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité*, Editions de l'INED, p. 319-350.

Vallin J. et Meslé F. (2001) « tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e siècle », Paris, Ined, 102 p. + CD-rom (Données statistiques, n°4-2001)

Valkonen T. (2002). « Les inégalités sociales devant la mort » in : Sous la direction de G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch, *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité*, Editions de l'INED, p. 319-350.

Encadré 1 : l'Echantillon Démographique Permanent

La source

L'Echantillon Démographique Permanent (EDP) est une compilation, pour les personnes nées 4 jours particuliers, des données d'état civil (essentiellement mariages, naissances et décès) et des recensements de la population depuis 1968 (Insee, 2003). Cet échantillon longitudinal comprend actuellement 5 années de recensements, de 1968 à 1999, et les informations d'état civil de 1968 à 2003. L'échantillon porte sur près de 900 000 individus résidants ou ayant résidé sur le territoire de la France métropolitaine au cours des années 1968 à 1999. La sélection des individus sur les jours de naissance le rend représentatif, à un instant donné, de la population résidant en France métropolitaine (Couët, 2003).

L'Echantillon Démographique Permanent permet de suivre la mortalité des personnes au fil du temps, en fonction de caractéristiques socio-démographiques observées aux recensements. Les estimations sont réalisées sur le champ des personnes nées en France, pour lesquelles le recueil de l'information sur les décès est de bonne qualité. Cet échantillon est utilisé ici pour estimer, à partir d'une même source et avec la même méthode, les risques de décès à différentes périodes selon les caractéristiques socio-démographiques des individus observées en début de période. Le but est alors d'analyser les évolutions des différentiels sociaux et familiaux de mortalité au fil des années.

L'étude porte sur les personnes nées en France, pour lesquelles l'information sur l'état vital est de bonne qualité. On s'intéresse à la mortalité aux âges « actifs », c'est-à-dire aux risques de décès des personnes âgées de 30 à 64 ans l'année d'un recensement.

Analyse de la mortalité sur 3 périodes de 10 ans et une période de 5 ans

Pour comparer les différentiels de mortalité au cours du temps, l'analyse porte sur les risques annuels de décès observés en moyenne sur des périodes de temps de mêmes amplitudes, les différentiels sociaux de mortalité ayant tendance à augmenter avec la durée du suivi des individus dans le temps (Desplanques 1985, Valkonen, 2002). Pour disposer d'effectifs de décès suffisants, les périodes retenues sont de 10 années écoulées après chaque recensement. L'analyse n'intègre cependant pas les décès survenus l'année d'observation de la catégorie sociale pour limiter les effets à courts termes du changement de catégorie suite à un problème de santé important. Il existe un biais potentiel dans la mesure de la mortalité par catégorie sociale lié à l'autosélection des professions en fonction de l'état de santé (« Healthy Worker Effect » ou « effet du travailleur sain »), les emplois requérant une bonne condition physique donnant lieu à une sélection à l'embauche (Jougla *et al.*, 2000) Le classement dans une catégorie sociale à un moment donné et l'état de santé à ce moment ne sont pas indépendants. L'observation des décès commence donc l'année suivant le recensement.

Sont ainsi étudiées, séparément pour les femmes et les hommes, les risques annuels de décès observés en moyenne pendant les années 1976-1984 selon les caractéristiques socio-démographiques des individus déclarées au recensement de 1975 ; la mortalité moyenne des années 1983-1991 selon les caractéristiques socio-démographiques au recensement de 1982 et la mortalité moyenne des années 1991-1999 selon les caractéristiques socio-démographiques au recensement de 1990. On qualifiera parfois ces mortalités de mortalité du « début des années 1980 », mortalité observée vers la « fin des années 1980 », et mortalité du « milieu des années 1990 », en faisant référence alors au milieu de la période prise en compte.

On estime également les risques de décès sur la période 1991-1994 selon les caractéristiques en 1990. Cette estimation des risques de décès selon les caractéristiques des individus en 1990, sur la période 1991-1994 et sur la période 1991-1999 permet également d'étudier les différences entre différentiels à « court-terme » (5 ans) et à plus « long terme » (10 ans).

Caractéristiques socio-démographiques en début de période

Les caractéristiques socio-démographiques des personnes sont repérées aux recensements. Il s'agit donc, respectivement, des caractéristiques en 1975, 1982, 1990 pour la mortalité moyenne des années 1976-1984, 1983-1991, 1991-1999 (et 1991-1994).

Outre l'âge atteint l'année du recensement, les caractéristiques analysées sont la catégorie sociale, le diplôme, la situation sur le marché du travail, la situation familiale (situation matrimoniale légale, ou situation légale et de fait et nombre d'enfants selon les informations disponibles), et les caractéristiques sociales des conjoints (diplôme, catégorie sociale, situation sur le marché du travail) pour les personnes en couple en 1990.

Toutes les informations n'étant pas disponibles avec le même niveau de détail selon les recensements, plusieurs modèles ont été estimés. Trois modèles ont été estimés de façon similaire pour l'ensemble des périodes couvertes. Le premier n'intègre que l'âge et la catégorie sociale (modèle 1). Il est complété d'abord par le niveau d'études (modèle 2) puis par le niveau d'études, la situation sur le marché du travail, sans détail de durée, et la vie matrimoniale légale (modèle 3). Un modèle plus « complet », intégrant la durée de chômage et le temps de travail, ainsi que la vie maritale de fait et le nombre d'enfants co-résidents est estimé à partir des caractéristiques au recensement de 1990 (modèle « complet »). Enfin, ce modèle est encore complété, pour les femmes et hommes en couple, par les caractéristiques sociales des conjoints (modèle « couple »).

Catégorie socio-professionnelle

Chez les jeunes, la catégorie sociale n'est souvent pas encore représentative de leurs comportements sociaux, notamment s'ils sont encore étudiants, ou si les emplois occupés à une date donnée ne le sont que provisoirement (Chenu, 2000). C'est pourquoi l'étude porte sur les personnes de 30 ans ou plus à un recensement.

On s'intéresse à la mortalité à des âges où l'activité est encore fréquente, c'est-à-dire pour les personnes âgées de moins de 64 ans l'année d'un recensement.

Parmi les personnes de 30 à 64 ans, toutes ne sont pas en emploi ni reclassable selon les emplois antérieurs. Les chômeurs ayant travaillé sont reclassés selon leur profession antérieure. Sont alors classés parmi les inactifs non retraités : les chômeurs n'ayant jamais travaillé et les personnes au foyer (surtout des femmes). L'inactivité en dehors de la retraite est rare pour les hommes (environ 3 % des 30 à 64 ans en 1990) mais fréquente pour les femmes (plus d'une sur quatre en 1990) et ne revêt pas la même signification : souvent lié à l'état de santé chez les hommes, l'inactivité en dehors de la retraite est plutôt liée à raisons familiales chez les femmes. La plupart des femmes inactives à un recensement l'étaient déjà au recensement précédent. C'est le cas notamment de 75 % d'entre elles en 1990 et 80 % en 1982 et 1975. Un reclassement selon l'activité exercée au recensement précédent (information disponible grâce au panel EDP) ne permettrait donc de reclasser les inactives que dans un nombre limité de cas, et ce reclassement n'a pas été retenu.

Situation sur marché du travail

De façon générale, on distingue les personnes en emploi, les personnes au chômage, les inactifs non retraités et les retraités (de 50 ans ou plus, les quelques personnes retraitées avant 50 ans ont été retirées du champ de l'étude). Est considérée comme au chômage toute personne qui s'est déclarée comme telle au recensement. La situation sur le marché du travail est donc déclarative.

Au recensement de 1990 sont disponibles des compléments d'informations sur la durée du chômage et le temps de travail des personnes en emploi. On distinguera alors les chômeurs de « longue durée » (chômeurs depuis 1 an ou plus) des chômeurs de « courte durée » (depuis moins d'1 an) et les personnes en emploi à temps plein des personnes en emploi à temps partiel. Ces caractéristiques disponibles uniquement pour les périodes les plus récentes sont intégrées dans le modèle dit « complet ».

Diplôme

Il s'agit du diplôme le plus élevé obtenu.

Vie de couple, informations sur le conjoint éventuel

Les recensements apportent des informations sur la situation matrimoniale légale (célibataires / marié / veuf / divorcé). Les situations de fait (unions non maritales), et les caractéristiques des conjoints mariés ou non, ne sont disponibles dans l'Echantillon Démographique Permanent que pour 1/5^{ème} des personnes présentes en 1975 et 1/4 de celles recensées en 1982. De même, les informations sur les enfants résidant dans le logement ne sont disponibles que pour une partie de l'échantillon en 1975 et 1982. Les situations matrimoniales de fait, les caractéristiques des conjoints (catégorie sociale, diplôme et situation sur le marché du travail) et la présence d'enfants sont donc intégrées uniquement au modèles « complet » et « couple » estimés en fonction des caractéristiques des individus en 1990.

Encadré 2 : estimation des risques annuels de décès à l'aide de modèle de durée

L'étude se fonde sur l'estimation des probabilités de décès, pour différentes périodes, pour une population d'hommes et de femmes présents à une date donnée sur le sol métropolitain selon les caractéristiques observées au recensement. Est observé, année après année, la survie ou le décès des individus suivis au cours d'une période donnée.

Le modèle général

Un modèle de durée à été estimé sur la durée de vie depuis le recensement. Il s'agit du nombre d'année écoulée entre le recensement et le décès, ou entre le recensement et la fin de période de suivi pour les personnes survivantes en fin de période. Le modèle retenu (modèle de Cox) suppose que cette durée de vie dépend des caractéristiques des personnes en début de période (âge atteint, catégorie sociale d'appartenance etc... cf. encadré 1. Toutes les variables sont introduites sous forme d'indicatrices) et que le rapport des probabilités de décès de deux individus ne dépend que des caractéristiques respectives de ces individus en début de période et ne dépend donc pas de la durée d'observation. Le risque relatif de décéder (relatif à celui d'une population de référence) est proportionnel aux caractéristiques des individus (modèle à risques proportionnels).

Le risque instantané de décès d'un individu à la durée t est de la forme :

$$h(t) = h_0(t) \exp\left(\sum_{j,k} b_k^j I_k^j\right)$$

où : $h_0(t)$ est le risque de base, c'est-à-dire la probabilité de décéder à l'instant t pour un individu de la population de référence

I_k^j vaut 1 si l'individu prend la modalité j de la variable k , et 0 sinon.

b_k^j sont les paramètres à estimer

Interprétation

Pour chaque variable k , une modalité est prise comme référence (le paramètre correspondant est alors fixé à 0, ce qui correspond à un risque relatif de mortalité de 1) pour rendre le modèle identifiable. Les personnes ayant les modalités de référence pour chaque variable constituent la population de référence. Les risques de décès s'interprètent toujours relativement à ceux de la population de référence. Un coefficient positif pour une modalité d'une variable s'interprète donc comme un risque de décès plus grand pour les personnes ayant cette caractéristique que pour les personnes de la population de référence, à modalités identiques pour l'ensemble des autres variables.

Les odd-ratios rapportent les risques de décès relatifs (risque de décès / risque de survie) pour les personnes différant de la population de référence par une seule de leur caractéristique. En pratique, l'odd-ratio est égal à l'exponentiel du coefficient estimé. Il permet de comparer la surmortalité ou sousmortalité entre groupes de personnes définis ici selon leurs caractéristiques en début de période. Pour les personnes ayant les caractéristiques prises comme référence, ce odd-ratio vaut 1. Si pour une modalité d'une variable donné il est plus grand que 1, cela signifie que les personnes présentant cette caractéristique ont un risque relatif de décès plus élevé que la population de référence, et présente donc une « surmortalité » par rapport à la population de référence.

Par exemple, entre 30 et 64 ans, le risque relatif de décès des employés par rapport aux ouvriers de même âge, même niveau de diplôme et même situation familiale en 1990 (tableau 3, modèle 3) est de 0,84 pour la période 1976-1984 et celui des cadres est de 0,57. Les employés et cadres ont donc une situation plus favorable que les ouvriers, et les cadres une situation plus favorable que les employés. Le risque relatif de décès des employés est de 1,5 fois plus élevé que celui des cadres (0,84/0,57), à « autres caractéristiques contrôlées ».

Pour autant, cela ne signifie pas que ces rapports de probabilités perdurent pendant toute la vie des individus, ni même pendant toute sa vie active (30 à 64 ans). Il s'agit d'estimation sur une période donnée, liée à un état observé à une date donnée (caractéristiques en début de période d'observation), état qui peut évoluer au fil du temps. C'est le cas notamment de l'inactivité (en dehors de la retraite), essentiellement chez les hommes, mais également du statut matrimonial (passage de veuf à marié ou divorcé à marié par exemple).

Estimation des différentiels hommes-femmes

Pour estimer les différences entre les différentiels sociaux et familiaux de mortalité entre les femmes et les hommes, trois types de modèles sont mis en œuvre : une estimation des différentiels chez les femmes (modèle estimé sur les femmes uniquement), une estimation des différentiels chez les hommes (modèle estimé pour les hommes seulement), une estimation incluant les femmes et les hommes et estimant les coefficients pour les hommes, et les différences, modalité par modalité, entre les coefficients des femmes et des hommes. Ce dernier modèle permet d'analyser directement la significativité des différences de mortalité entre les deux sexes. Les résultats sont synthétisés dans les tableaux par un nombre d'étoiles selon le seuil de significativité retenu.