

Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs : quelles différences entre les femmes et les hommes ?

Isabelle Robert-Bobée* et Christian Monteil*

Les différences de mortalité selon la catégorie sociale sont moins marquées pour les femmes que pour les hommes. Les risques de décès varient aussi selon la situation familiale et la situation sur le marché du travail, qui sont corrélées à la catégorie sociale. Après prise en compte de ces deux éléments, on n'observe plus de différences selon la position professionnelle pour les femmes alors qu'elles demeurent, certes amoindries, pour les hommes. En revanche, le niveau de diplôme continue à jouer un rôle important, prédominant pour les femmes et complémentaire à la position sociale pour les hommes. Il est donc plus pertinent d'analyser les différentiels sociaux de mortalité à travers le diplôme pour les femmes, qu'à l'aide de leur seule catégorie sociale.

La moindre variabilité des risques de décès pour les femmes ne s'observe pas uniquement selon la catégorie sociale. Le chômage, l'inactivité non liée à la retraite sont ainsi associés pour les deux sexes à une surmortalité, mais de moindre ampleur pour les femmes. Les effets de chocs liés à un changement de situation (par exemple veuvage suite au décès du conjoint) sont également moins marqués pour ces dernières.

L'échantillon démographique permanent (*EDP*) permet d'étudier les risques annuels de décès des hommes et des femmes sur trois périodes allant du début des années 1980 au milieu des années 1990, en tenant compte des caractéristiques socio-démographiques des individus (âge, sexe, catégorie sociale et diplôme), de leur situation sur le marché du travail (emploi, chômage, retraite et inactivité hors retraite) et de leur situation familiale (situation de couple). Un complément est apporté sur la période la plus récente sur les risques de décès selon la durée de chômage et le temps de travail des actifs occupés, la vie matrimoniale de fait ou légale et le nombre d'enfants, ainsi que sur l'influence des caractéristiques des conjoints, pour les personnes vivant en couple.

* Isabelle Robert-Bobée et Christian Monteil appartenaient à la division Enquêtes et Études Démographiques de l'Insee au moment de la rédaction de l'article.

Les catégories sociales ne constituent pas des groupes homogènes et masquent des différences en termes de niveau d'éducation, de situation familiale et de situation sur le marché du travail, qui jouent également sur la mortalité. Ainsi, le chômage qui affecte l'état de santé (Mesrine, 2000), est plus fréquent chez les ouvriers que les cadres (Attal-Toubert et Derosier, 2005). Les agriculteurs sont plus nombreux à n'avoir jamais vécu en couple (Mazuy, 2002) or, vivre seul s'accompagne d'une plus forte mortalité (Vallin et Nizard, 1977). Le fait d'être parent est aussi associé à une mortalité plus ou moins forte selon le nombre d'enfants (Mejer et Robert-Bobée, 2003). Enfin, au sein d'une même catégorie professionnelle, les niveaux d'études des personnes peuvent être différents et ceci n'est peut-être pas sans conséquences sur leur risque de mortalité.

Une analyse sur les modifications éventuelles des différences de mortalité entre catégories sociales par la prise en compte d'autres caractéristiques individuelles a été conduite à partir d'une unique source de données, l'*Échantillon Démographique Permanent (EDP)* de l'Insee (cf. encadré 1). L'étude porte sur les personnes nées en France, pour lesquelles l'information sur l'état vital (décédé ou non et date de décès le cas échéant) est de bonne qualité dans l'EDP. Elle s'intéresse aux risques annuels de décès aux âges dits « actifs », soit aux personnes âgées de 30 à 64 ans lors d'un recensement.

Les risques annuels de décès ont été estimés sur trois périodes de même amplitude (10 ans) consécutives à un recensement (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999) en fonction des caractéristiques des individus et de leur conjoint observées en début de période, c'est-à-dire à la date du recensement (cf. encadré 2). Ils permettent de mesurer des corrélations entre ces caractéristiques et la mortalité, mais ne permettent toutefois pas d'établir des liens de causalité.

Une espérance de vie toujours plus longue pour les femmes

En 2004, l'espérance de vie à la naissance en France atteignait 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). Cet écart, qui était de plus de 8 ans en 1992, s'est certes réduit (Beaumel *et al.*, 2006 ; Meslé, 2004 ; Richet-Mastain, 2005 ; Vallin et Meslé, 2001) mais, comparativement aux autres pays européens, la France demeure un pays où la différence

d'espérance de vie entre hommes et femmes est particulièrement forte (Monnier, 2004).

La plus longue durée de vie des femmes résulte de nombreux facteurs et c'est d'ailleurs le cumul de ces facteurs plutôt que chacun d'entre eux pris isolément qui, *in fine*, conduisent aux différences de mortalité observées selon les sexes (Caselli *et al.*, 2002 ; Leclerc *et al.*, 2000). L'avantage en termes d'espérance de vie des femmes sur les hommes s'explique en partie par des raisons biologiques, et plus précisément génétiques – effets bénéfiques du double chromosome X – et hormonales – effet protecteur des hormones sexuelles féminines – (Vallin, 2002 ; Soliani et Lucchetti, 2002).

À ces raisons s'ajoutent aussi un aspect socioculturel qui s'exprime par des différences de comportements en termes de conduites à risques et de prévention. En effet, en termes de consommation d'alcool notamment, les hommes sont plus souvent consommateurs et lorsqu'ils consomment, sont de plus gros buveurs que les femmes (Aliaga, 2002b). En 2001, un tiers des hommes étaient des consommateurs réguliers de tabac contre un cinquième des femmes (Aliaga, 2002a). Les comportements féminins et masculins se sont toutefois rapprochés sur longue période (réduction du tabagisme chez les hommes et augmentation chez les femmes). En 1980, il y avait ainsi 45 % de fumeurs et 17 % de fumeuses. Dans les générations les plus jeunes, on observe désormais peu de différences à la fois dans les proportions d'usagers du tabac et dans le nombre de cigarettes fumées (Aliaga, 2001).

La prise de risques au volant est aussi un comportement plutôt masculin. Selon les statistiques de la sécurité routière, en 2004, les femmes françaises ont été 9 fois moins souvent condamnées pour délits routiers que les hommes (Sécurité routière, 2006). Les pratiques en matière de recours aux soins des hommes et des femmes diffèrent également. La consultation d'un médecin est non seulement plus fréquente chez les femmes, notamment parce qu'une part importante d'entre elles a un suivi gynécologique tout au long de sa vie, mais aussi plus précoce (Aliaga, 2002b).

Enfin, si la participation des femmes au marché du travail s'est fortement accrue, les femmes occupent en général des emplois présentant moins de risques professionnels. Les métiers dits à risques tels qu'ouvrier dans le bâtiment, marin pêcheur ou pompier, sont encore très majoritairement masculins.

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

La France se caractérise par des différentiels sociaux de mortalité élevés chez les hommes (Desplanques, 1985, 1991, 1993 ; Mesrine, 1999 ; Mejer et Robert-Bobée, 2003 ; Monteil

et Robert-Bobée, 2005). En comparaison avec ses voisins européens, que ce 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) même si elles existent aussi dans l'ensemble des pays européens (Kunst *et al.*, 2004 ; Dollamore et Fitzpatric, 2005). Sur la période 1980-1989,

Encadré 1

SOURCE

L'Échantillon Démographique Permanent et la mortalité aux âges « actifs »

Les résultats présentés proviennent de l'*Échantillon Démographique Permanent (EDP)*. Ce dernier compile des données d'état civil (essentiellement mariages, naissances et décès) et des recensements de la population depuis 1968 pour les personnes nées durant quatre jours particuliers de chaque année. 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 par le jour de naissance le rend représentatif, à un instant donné, de la population résidant en France métropolitaine (Couet, 2006).

L'*Échantillon Démographique Permanent* permet de suivre les différentiels sociaux et familiaux de mortalité au fil du temps, en fonction de caractéristiques sociodémographiques observées aux recensements. 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 annuels de décès des personnes âgées de 30 à 64 ans l'année d'un recensement. Les plus jeunes ont été exclus de l'étude, la catégorie sociale n'étant pas encore un indicateur social pertinent s'ils sont encore étudiants ou n'occupent des emplois que temporairement (Chenu, 2000).

Caractéristiques sociodémographiques

Outre l'âge atteint l'année du recensement, les caractéristiques analysées sont :

- *la catégorie socioprofessionnelle*. Les retraités ont été reclassés selon leur ancienne profession, et les chômeurs ayant déjà travaillé selon la catégorie sociale du dernier emploi occupé. Les « inactifs » non retraités regroupent donc les chômeurs n'ayant jamais travaillé ainsi que les autres personnes sans emploi (hors retraités). L'inactivité en dehors de la retraite est rare pour les hommes (environ 3 % des 30 à 64 ans en 1990) mais relativement fréquente pour les femmes (plus d'une sur quatre en 1990). Il s'agit alors surtout de « femmes au foyer ». 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. Un reclassement selon l'activité exercée au recensement précédent (information disponible

dans le panel *Échantillon Démographique Permanent*) n'a donc pas été réalisé.

- *le diplôme* : il s'agit du diplôme le plus élevé obtenu.

- *la situation sur le marché du travail*, telle qu'elle a été déclarée par la personne au recensement. Est donc considérée comme au chômage toute personne qui s'est déclarée comme telle. On a distingué 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).

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

- *la situation familiale* : les recensements apportent des informations sur la situation matrimoniale légale (célibataire / marié / veuf / divorcé). Les situations de fait (unions non maritales) et les caractéristiques des conjoints mariés ou non ne sont disponibles dans l'*Échantillon Démographique Permanent* que pour 1/5^{ème} des personnes présentes en 1975 et 1/4 de celles recensées en 1982. Les situations de fait sont donc intégrées uniquement dans les modèles « complet » et « couple » estimés en fonction des caractéristiques des individus en 1990. Il en est de même pour les informations sur les enfants résidant dans le logement. Le nombre d'enfants corésidents est ici un substitut à la descendance finale (enfants eus, qu'ils soient encore vivants ou non, qu'ils résident ou non au domicile), de meilleure qualité sans doute pour les femmes, les enfants vivant plus souvent avec leur mère après une séparation. L'analyse est restreinte alors aux personnes de 40 à 49 ans (modèle « complet 40-49 ans »), car avant 40 ans des naissances supplémentaires sont possibles et après 50 ans, le départ des enfants du foyer parental est plus fréquent. Les caractéristiques des conjoints (comme la situation familiale, la catégorie sociale, le diplôme et la situation des conjoints sur le marché du travail) ne peuvent être pris en compte qu'en 1990, pour les personnes en couple (modèle « couple »).

vingt-cinq 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 donc pas de conclure à une augmentation des disparités en terme d'espérances de vie selon le statut social. Cependant, à 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 et Robert-Bobée 2005, Robert-Bobée et Monteil, 2005).

D'autres facteurs que la catégorie sociale ont aussi un impact

Mais les différentiels de mortalité par catégorie sociale intègrent également des variations selon d'autres facteurs socio-démographiques que les seules catégories sociales comme 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 (cf. encadré 1).

Toutes ces informations n'étant pas disponibles avec le même niveau de détail selon les recen-

sements, plusieurs modèles ont été estimés (cf. encadré 3). Trois modèles ont été estimés de façon similaire pour les 3 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 corésidents (pour les personnes de 40 à 49 ans) 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, à savoir leurs diplôme, catégorie sociale et situation sur le marché du travail (modèle « *couple* »).

Chaque modèle estime les risques annuels de décès selon les caractéristiques disponibles des individus en début de période. Les risques de décès s'interprètent toujours relativement à ceux de la population de référence (personnes ayant pour chacune des variables les caractéristiques prises comme référence). En pratique, les résultats présentés sont des *odds ratio*. Ces indicateurs rapportent le risque de décès relatif (risque de décès / risque de survie) pour les personnes différant de la population de référence par une seule caractéristique au risque de décès de la population prise comme référence (cf. encadré 3). Ils permettent de

Encadré 2

ANALYSE DE LA MORTALITÉ SUR TROIS PÉRIODES DE DIX ANS ET UNE PÉRIODE DE CINQ ANS

Les différentiels sociaux de mortalité varient selon la durée du suivi des individus dans le temps (Desplanques, 1985 ; Valkonen, 2002). Pour étudier l'évolution des différentiels de mortalité au cours du temps, les risques annuels de décéder ont été estimés sur des périodes de temps d'égale amplitude. Pour disposer d'effectifs de décès suffisants, les périodes retenues sont de dix années écoulées après chaque recensement. Pour limiter les effets à court terme du changement de catégorie suite à un problème de santé important, les décès survenus durant l'année d'observation de la catégorie sociale ne sont pas intégrés dans le calcul. Le classement dans une catégorie sociale à un moment donné et l'état de santé à ce moment ne sont pas indépendants, notamment si les emplois requérant une bonne condition physique donnent lieu à une sélection à l'embauche (« *Healthy Worker Effect* » ou « effet du travailleur sain ») (Jouglu *et al.*, 2000).

Finalement, on a estimé, séparément pour les femmes et les hommes, les risques annuels de décès obser-

vés en moyenne pendant les années 1976-1984 selon les caractéristiques sociodémographiques des individus déclarées au recensement de 1975 (mortalité du « début des années 1980 »), la mortalité moyenne des années 1983-1991 selon les caractéristiques sociodémographiques au recensement de 1982 (mortalité vers la « fin des années 1980 » ou « au milieu des années 1980 ») et la mortalité moyenne des années 1991-1999 selon les caractéristiques sociodémographiques au recensement de 1990 (mortalité du « milieu des années 1990 »).

On a également estimé les risques de décès sur la période 1991-1994 selon les caractéristiques observées en 1990 de façon à estimer les écarts entre différentiels à court-terme (cinq ans) et à plus long terme (dix ans). Ces changements dans la mesure des différentiels sociaux de mortalité avec la durée d'observation soulignent bien la difficulté de mesurer les inégalités sociales de mortalité. Nous parlerons donc toujours de *différentiels* ou *différences de mortalité* et non d'*inégalités sociales de mortalité*.

comparer la surmortalité ou sous-mortalité entre groupes de personnes définis ici selon leurs caractéristiques en début de période. Pour les personnes ayant les caractéristiques prises comme référence, le *odds 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 présentent donc une « surmortalité » par rapport à la population de référence.

Le diplôme : plus pertinent pour analyser les différentiels sociaux de mortalité chez les femmes que la catégorie sociale

À âge donné, aux « âges actifs », les différentiels de mortalité selon la catégorie sociale sont plus forts pour les hommes que pour les femmes (cf. tableau 1). Lorsque le niveau de diplôme est également contrôlé (cf. tableau 2), les différences entre catégories sociales se réduisent, pour les deux sexes (les coefficients

Encadré 3

ESTIMATION DES RISQUES ANNUELS DE DÉCÈS PAR DES MODÈLES DE DURÉE

On suit, année après année sur une période donnée, l'état vital (survie ou décès) des femmes et des hommes présents sur le sol métropolitain à la date d'un recensement, pour estimer des différences de mortalité selon les caractéristiques de ces personnes au recensement (cf. encadré 1).

Le modèle général

Un modèle de durée a été estimé sur la durée de vie depuis le recensement. Il s'agit du nombre d'années écoulées 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 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 *odds ratio* 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 à ceux de la population prise comme référence. En pratique, l'*odds ratio* est égal à l'exponentielle du coefficient estimé. Il permet de comparer la surmortalité ou sous-mortalité entre groupes de personnes définis ici selon leurs caractéristiques en début de période. Pour les personnes ayant les caractéristiques prises comme référence, le *odds ratio* vaut 1. Si, pour une modalité d'une variable donnée, 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 présentent 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 (cf. tableau 3) est de 0,84 pour la période 1976-1984 et celui des cadres est de 0,58. 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 (0,84/0,58), 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 leur vie active (30 à 64 ans). Il s'agit d'estimations 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 de divorcé à marié par exemple).

des régressions sont en effet plus faibles en valeur absolue, sauf pour les agriculteurs, pour lesquels les variations sont négligeables). Cette atténuation corrobore le fait que la catégorie sociale ne suffit pas à synthétiser l'hétérogénéité des différentiels sociaux. Au sein d'une

même catégorie, les parcours professionnels (changements de catégories sociales) sont en effet différents et ces parcours ont un lien avec la mortalité : la mortalité des promus est en général comprise entre celle des personnes qui sont toujours restées dans la catégorie la

Tableau 1
Risques annuels de décès (odds ratio) des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes : modèle 1 (1)

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,57***	0,78***	0,57***	0,78***	0,60***	0,86*
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,65***	0,74***	0,63***	0,95	0,62***	0,76***
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,47***	0,58***	0,46***	0,62***	0,44***	0,67***
Profession intermédiaire	0,55***	0,74***	0,58***	0,80***	0,61***	0,65***
Employé	0,84***	0,82***	0,88***	0,93	0,93**	0,81***
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Inactif non retraité	2,05***	1,05	2,30***	1,29***	2,36***	1,16***
Effectif	83 100	86 500	93 800	98 600	104 900	110 200

1. Les résultats sont issus d'un modèle de Cox - modèle de durée à risques proportionnels (cf. encadré 3).

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 comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si 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 1975, de 1982 ou de 1990.

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

Tableau 2
Risques annuels de décès (odds ratio) des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes : modèle 2 (1)

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,56***	0,77***	0,57***	0,80***	0,60***	0,88
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,68***	0,79***	0,66***	1,02	0,68***	0,86
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,52***	0,66***	0,53***	0,73**	0,57***	0,87
Profession intermédiaire	0,59***	0,83*	0,62***	0,93**	0,70***	0,83*
Employé	0,86***	0,87**	0,91***	0,99	0,99	0,90
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Inactif	1,95***	1,06	2,27***	1,33***	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	0,76***	0,73***	0,69***
CAP-BEP	0,78***	0,77***	0,79***	0,68***	0,73***	0,65***
Bac	0,79***	0,74***	0,83***	0,77***	0,71***	0,53***
≥ Bac + 2	0,75***	0,70***	0,73***	0,69***	0,58***	0,60***

1. Les résultats sont issus d'un modèle de Cox - modèle de durée à risques proportionnels (cf. encadré 3).

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 comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si 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 1975, de 1982 ou de 1990.

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

moins favorisée en termes de mortalité et celle des personnes qui sont restées dans la catégorie la plus favorisée (Cambois, 2004). Or les promotions sont liées au niveau de diplôme, les plus diplômés étant ceux qui ont le plus de chance de bénéficier de promotions sociales. À niveau d'études donné, les écarts entre catégories sociales sont donc plus faibles que lorsqu'on ne contrôle pas le diplôme. 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 ou de prévention selon le niveau d'études (Leclerc *et al.*, 2000, Caselli *et al.*, 2002) et des différences fortes en termes de métiers exercés entre les hommes et femmes de même catégorie sociale (par exemple, les ouvrières sont moins souvent qualifiées que les ouvriers : seules 16 % des ouvrières en 1990 sont titulaires d'un CAP ou d'un BEP, contre 37 % pour les ouvriers ; parmi les ouvriers non retraités en 1990, 72 % sont qualifiés contre 27 % pour les ouvrières (cf. tableau 3)). L'intégration des deux autres dimensions, situation sur le marché

du travail (emploi, chômage, retraite, inactivité en dehors de la retraite) et situation matrimoniale légale (marié, célibataire, veuf, divorcé) accentue en général encore la réduction des différentiels de mortalité mesurés selon la catégorie sociale (cf. tableau 4). Ces résultats renforcent l'idée d'hétérogénéité des catégories sociales face au risque de décès, hétérogénéité en termes de parcours professionnel, mais également de mode de vie et de situation familiale.

Pour les femmes, les différences de mortalité selon la catégorie sociale, déjà faibles lorsque seul l'âge est contrôlé, ne sont en général plus significatives après neutralisation des différences en termes de situation sur le marché du travail, de diplôme et de situation matrimoniale légale (cf. tableau 4). Pour les hommes, les différences selon la catégorie sociale sont certes amoindries mais elles demeurent importantes : les hommes ouvriers ont un risque relatif de décès (*odds ratio*) de l'ordre de 1,5 à 1,7 fois plus élevé que les cadres selon les périodes (cf. tableau 4), au

Tableau 3
Répartition des ouvriers et des cadres selon le niveau d'études, le statut d'emploi et la situation matrimoniale légale

En %

		Recensement de					
		1975		1982		1990	
		Ouvrier	Cadre	Ouvrier	Cadre	Ouvrier	Cadre
Hommes							
Diplôme	Sans diplôme	53	20	45	7	33	4
	CEP	27	6	25	6	24	4
	BEPC	1	7	1	7	3	5
	CAP-BEP	19	13	27	14	37	9
	Bac	0	11	1	15	3	18
	≥ Bac + 2	0	43	0	52	0	60
Statut d'emploi	En emploi	91	95	86	93	78	90
	Chômeur	2	1	5	1	8	2
	Retraité (plus de 50 ans)	7	4	9	5	14	7
Statut matrimonial	Non déclaré	0	0	1	0	2	1
	Célibataire	13	6	14	7	19	11
	Marié	82	92	80	88	72	82
	Veuf	2	1	2	1	1	1
	Divorcé	3	2	4	4	6	6
Femmes							
Diplôme	Sans diplôme	58	22	49	6	37	3
	CEP	35	6	39	5	39	3
	BEPC	1	6	2	6	5	6
	CAP-BEP	6	9	9	9	16	6
	Bac	0	9	1	13	2	14
	≥ Bac + 2	0	47	0	61	0	67
Statut d'emploi	En emploi	84	93	78	94	51	122
	Chômeur	5	1	11	2	2	32
	Retraité (plus de 50 ans)	11	5	11	3	2	26
Statut matrimonial	Non déclaré	0	1	1	0	2	1
	Célibataire	10	23	10	23	12	23
	Marié ou remarié	71	65	72	66	68	63
	Veuf	12	5	10	4	8	2
	Divorcé	6	7	7	7	10	11

Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement de 1975, de 1982 ou de 1990.
Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

Tableau 4

Risques annuels de décès (odds ratio) des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes : modèle 3
A – Périodes 1975-1984, 1983-1991 et 1991-1999

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,61***	0,85**	0,64***	0,93	0,69***	1,08
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,77***	0,85	0,76***	1,17	0,81***	1,03
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,58***	0,66**	0,59***	0,6**	0,65***	0,96
Profession intermédiaire	0,63***	0,82**	0,66***	0,94	0,77***	0,89
Employé	0,84***	0,88**	0,88**	1,02	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***	1,65***	2,25***	1,73***
Inactif non retraité	1,98***	1,34***	2,43***	1,80***	2,74***	1,84***
Retraité (50 ans et plus)	1,72***	1,51***	1,72***	1,61***	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***	0,94	0,78***	0,78***	0,72***
CAP-BEP	0,80***	0,81***	0,82***	0,71***	0,80***	0,68***
Bac	0,78***	0,73***	0,84***	0,79***	0,77***	0,56***
≥ Bac + 2	0,77***	0,69***	0,76***	0,70***	0,63***	0,62***
Situation matrimoniale légale, à la date du recensement						
Marié	1	1	1	1	1	1
Situation inconnue (non-réponse)	1,38**	1,52*	1,47***	1,46*	1,41***	0,98
Célibataire	1,47***	1,63***	1,49***	1,80***	1,63***	1,80***
Veuf	1,51***	1,34***	1,52***	1,54***	1,94***	1,48***
Divorcé	1,73***	1,65***	1,83***	1,77***	1,69***	1,78***

B – Période 1991-1994 (1)

	1991-1994	
	Hommes	Femmes
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***
Situation matrimoniale légale, à la date du recensement		
Marié	1	1
Situation inconnue (non-réponse)	1,59***	0,99
Célibataire	1,77***	1,92***
Veuf	2,29***	1,37***
Divorcé	1,93***	1,74***
1. Les résultats sont issus d'un modèle de Cox – modèle de durée à risques proportionnels (cf. encadré 3).		

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 comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur, mais également la catégorie sociale et le diplôme en 1990. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si 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 1975, de 1982 ou de 1990.

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

lieu de 2,1 à 2,3 lorsque seul l'âge est neutralisé (cf. tableau 1) (1). Pour les hommes, ce sont les moins diplômés qui vivent le moins souvent en couple (Robert-Bobée, 2003 ; Robert-Bobée et Mazuy, 2005) et les effets du diplôme et de 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 » (Robert-Bobée, 2003 ; Robert-Bobée et Mazuy, 2005) et les différents du diplôme et de la vie familiale ont donc plutôt tendance à se compenser.

L'atténuation des différences entre catégories sociales pour les hommes avec la prise en compte d'autres caractéristiques individuelles est d'autant plus marquée que la période étudiée est récente. De ce fait, alors que les différentiels de mortalité selon la catégorie sociale augmentaient avec le temps lorsque seuls l'âge et la catégorie sociale étaient contrôlés, l'évolution est désormais inversée avec la prise en compte également du diplôme, de la vie familiale et de la situation sur le marché du travail. 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 en ne prenant en compte que l'âge et la catégorie sociale (cf. tableau 1) et il passe de 1,7 à 1,5 si l'on tient compte en sus du niveau d'études, de la situation sur le marché du travail et de la vie matrimoniale légale (cf. tableau 4). Cela reflète probablement l'augmentation de l'hétérogénéité en termes de niveau de diplôme et de statut d'emploi entre les catégories socioprofessionnelles. En effet, le chômage touche beaucoup plus les ouvriers sur la dernière période que les cadres (en 1990, 8 % des ouvriers de 30 à 64 ans et nés en France se déclarent au chômage au recensement et c'est le cas de 2 % des cadres) alors qu'il est très limité sur la première période pour l'ensemble des catégories (moins de 2 % pour chacune des catégories). De même les cadres sont plus diplômés sur la dernière période que sur la première alors que les ouvriers ne voient leur niveau d'études que peu augmenter. Dans la population étudiée, moins de 1 % des ouvriers en 1975 avaient le baccalauréat ou un diplôme du supérieur contre 3 % en 1990 et ces proportions sont respectivement de 44 % et 78 % pour les cadres (cf. tableau 3).

Il semble plus pertinent d'apprécier les différentiels sociaux de mortalité au travers du niveau d'études pour les femmes qu'en utilisant leur propre catégorie sociale, alors que pour les hommes, la catégorie sociale est un facteur plus discriminant que le diplôme. Pour les femmes, ces

deux facteurs se cumulent en faveur d'une durée de vie plus longue pour les plus qualifiées (2).

En effet, 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) et leur situation n'est pas homogène, puisque ce groupe des inactives non retraitées rassemble 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 (Robert-Bobée et Monteil, 2005). De ce fait, la catégorie sociale est un déterminant moins pertinent pour les femmes que les hommes.

Mais surtout, 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 (cf. tableau 4) alors que les différences restent importantes pour les hommes. À l'inverse, les variations selon le diplôme sont importantes pour les femmes. De façon générale, pour les trois périodes étudiées, la mortalité des femmes tend à décroître avec le niveau d'études et tous les coefficients relatifs au niveau de diplôme sont significatifs au seuil de 1 % (cf. tableau 4). Pour les hommes, la significativité du diplôme est parfois moindre et ne concerne pas toujours tous les niveaux d'études détaillés.

La moindre pertinence de la catégorie sociale dans l'analyse de la mortalité des femmes et l'importance au contraire du niveau d'études, sont confirmées à partir de l'analyse de la mortalité des personnes en couple (cf. tableau 5). La mortalité des femmes en couple en 1990 ne dépend pratiquement pas de leur catégorie sociale, mais varie en revanche de façon significative avec leur niveau d'études. De plus, parmi les caractéristiques des conjoints, la catégorie sociale est discriminante mais pas le diplôme. Pour les hommes en couple, leur propre catégorie sociale joue plus que leur niveau d'études et, parmi les caractéristiques sociales de leur conjointe, le niveau d'études de la femme est un élément plus significatif que sa catégorie

1. En d'autres termes, à âge identique, le risque annuel de décès des ouvriers est de 2,1 fois supérieur à celui des cadres pour la période 1983-1991 et de 2,3 supérieur à celui des cadres pour la période 1991-1999. À âge, situation sur le marché du travail, diplôme et statut matrimonial identiques cette fois, le risque annuel de décès des ouvriers est de 1,5 fois supérieur à celui des cadres pour la première période et de 1,5 fois supérieur à celui des cadres pour la dernière période. Ces rapports sont donc de moindre ampleur que lorsque seul l'âge est neutralisé.

2. Le fait que les plus diplômés vivent plus longtemps est un résultat général, non spécifique à la France (Shkolnikov et al., 2004).

sociale. À âge, catégorie sociale, niveau d'études et situation sur le marché du travail donnés, la mortalité des femmes de 30 à 64 ans vivant en couple est ainsi plus faible pour les femmes de cadres que pour les femmes d'ouvriers (risque relatif de 0,7 sur la période 1991-1999) (cf. tableau 5). Pour les hommes en couple, la situation est plus favorable pour ceux qui partagent leur vie avec une femme ayant au moins

le bac que pour ceux dont la conjointe est sans diplôme (risque relatif de 0,7).

Le mariage « protège » les hommes et les femmes

Dans tous les pays et à toutes les époques, la mortalité des personnes non mariées est à tout

Tableau 5
Risques annuels de décès (*odds ratio*) des femmes et hommes en couple observés en moyenne pour les années 1991-1999 : modèle « couple » (1)

	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement		
Agriculteur	0,75***	1,34**
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,86***	1,11
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,69***	1,10
Profession intermédiaire	0,79***	0,99
Employé	0,95	0,96
Ouvrier	1	1
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement		
En emploi à temps plein	1	1
En emploi à temps partiel	1,68***	0,80**
Chômeur depuis moins de 1 an	1,80***	1,35*
Chômeur depuis 1 an ou plus	2,39***	1,48***
Inactif non retraité	2,91***	1,60***
Retraité (50 ans ou plus)	1,68***	1,68***
Diplôme		
Sans diplôme	1	1
CEP	0,95	0,81***
BEPC	0,86**	0,78***
CAP-BEP	0,87***	0,80***
Bac	0,91	0,74***
≥ Bac + 2	0,71***	0,85***
Catégorie sociale du conjoint, au recensement		
Agriculteur	0,77***	0,72***
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,86*	0,80***
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,83*	0,65***
Profession intermédiaire	0,85**	0,78***
Employé	0,90**	0,98
Ouvrier	1	1
Situation du conjoint sur le marché du travail, à la date du recensement		
En emploi	1	1
Chômeur	0,99	1,43***
Inactif non retraité	0,93	1,26*
Retraité (50 ans et plus)	1,09*	1,16**
Diplôme du conjoint		
Sans diplôme	1	1
CEP	0,89***	0,95
BEPC	0,85***	0,90
CAP-BEP	0,77***	0,85**
Bac	0,72***	0,94
≥ Bac + 2	0,70***	0,88
Situation matrimoniale légale à la date du recensement		
Marié	1	1
Situation inconnue (non-réponse)	1,18*	0,91
Célibataire	1,27*	1,27
Veuf	1,37*	1,76***
Divorcé	1,32***	1,45***
1. Les résultats sont issus d'un modèle de Cox - modèle de durée à risques proportionnels (cf. encadré 3).		

Lecture : un coefficient supérieur à 1 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 comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si 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 : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

âge beaucoup plus forte que celles des personnes mariées (Thierry, 1999 ; Valkonnen *et al.*, 2004). L'analyse des situations familiales de fait renforce le caractère particulier du mariage, puisque la vie en couple non marié « protège » moins que la vie en couple marié, dans le sens où les risques de décès, à autres caractéristiques données, sont toujours moindres pour les personnes mariées que pour les autres personnes vivant en couple.

En effet, à âge, catégorie sociale, diplôme et situation sur le marché du travail identiques, les risques de décès sont les plus faibles pour les personnes mariées. Quelle que soit la période étudiée, les hommes célibataires ont un risque relatif de décès 1,5 fois plus important que les hommes mariés et ce rapport varie autour de 1,8 pour les femmes (cf. tableau 4) (3). Les divorcés, hommes ou femmes, présentent également un risque de décès supérieur aux personnes mariées, mais il n'y a pas de différences entre hommes et femmes cette fois : les risques relatifs de décès des divorcés sont environ 1,7 à 1,8 fois plus élevés que ceux des personnes mariées. Les personnes veuves présentent également un risque de décès plus élevé que les personnes mariées, 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 hommes mariés, le rapport entre veuves et femmes mariées étant de 1,5 (cf. tableau 4). 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.

L'explication des différences observées est délicate. Plusieurs effets se mêlent sans qu'il soit possible ici d'évaluer la part de chacun. Aux effets propres à une situation donnée (rôle protecteur du mariage par exemple), s'ajoutent des effets de court terme 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 lesquelles il se passe), mais aussi des effets de sélection par la santé (les personnes ayant des problèmes de santé sont plus souvent célibataires). D'autres facteurs interviennent également sur la mortalité : par exemple, si les comportements, modes de vie, ou états de santé des conjoints sont liés, les personnes veuves, dont le conjoint est donc décédé, ont elles-mêmes un risque de décéder plus élevé. De même, les couples étant fortement homogames et les veuves étant plus fréquentes parmi les ouvrières, elles ont aussi un profil social moins favorable en ter-

mes de durée de vie (cf. tableau 3). Les effets de chocs et de sélection devraient conduire à une surmortalité moins marquée des personnes veuves sur longue période que sur courte période (Vallin et Nizard, 1977), ce qui est observé ici pour les hommes, mais pas pour les femmes. Pour les hommes, les différentiels de mortalité selon la situation matrimoniale légale mesurés sur une période de 10 ans sont en général moins forts que ceux mesurés sur une courte période (par exemple, les célibataires en 1990 ont un risque de décès 1,6 fois plus élevé que les personnes mariées pour la période 1991-1999 et 1,8 plus élevé que les personnes mariées pour la période 1991-1994) (cf. tableau 4). Cette atténuation est plus marquée pour les veufs : toutes choses étant égales par ailleurs, la surmortalité des veufs en 1990 par rapport aux personnes mariées diminue de 2,3 sur la période 1991-1994 à 1,9 sur la période 1991-1999. Mais l'atténuation ne s'observe pas pour les veuves (4).

Toutefois, l'analyse est incomplète, faute d'informations détaillées. Elle porte sur les situations matrimoniales à un moment donné, sans prendre en compte la durée vécue dans cette situation (durée d'exposition au risque) (5). Or, en ce qui concerne le veuvage par exemple, la surmortalité dépend de la durée du veuvage (l'effet négatif d'un veuvage est particulièrement fort la première année de veuvage, puis diminue fortement au cours des premières années et plus lentement au-delà) et de l'âge auquel cet événement s'est produit (Thierry, 1999). Plus la période d'observation est longue après l'observation de la situation de veuvage, plus il y a de veuves qui sont dans cette situation depuis longtemps et

3. Lorsque seul l'âge est contrôlé, on trouve un effet plus fort du célibat sur la mortalité des hommes que sur la mortalité des femmes, ce qui est conforme aux études précédentes (Vallin et Nizard, 1977 ; Thierry, 1999). Après contrôle des différences en termes d'âge mais également de catégorie sociale, diplôme et situation sur le marché du travail, la situation est inversée, du fait des caractéristiques différentes des femmes et hommes célibataires : le célibat « toutes choses égales par ailleurs » est associée à une surmortalité plus forte pour les femmes que les hommes.

4. Les méthodes employées ici et dans les études précédentes (Thierry, 1999, Vallin et Nizard, 1977) diffèrent cependant. Nous comparons les risques de décès des individus selon leur caractéristiques en début de période, en utilisant une unique source de données comprenant ces caractéristiques et les dates de décès, alors que les deux études citées portent sur des comparaisons de mortalité selon l'état matrimonial au décès. Les risques de décès sont en effet estimés en rapport des effectifs de décès par situation matrimoniale (statistiques des bulletins des décès) et des effectifs concernés estimés (recensements ou estimations annuelles de population par état matrimonial). La situation matrimoniale pouvant évoluer dans le temps, les informations recueillies ne sont pas strictement de même nature et des résultats peuvent diverger de ce fait. Des différences peuvent aussi provenir du fait que seuls l'âge et la situation matrimoniale étaient pris en compte dans ces études, alors que nous prenons en compte d'autres dimensions.

5. Cette remarque s'applique d'ailleurs à l'ensemble des caractéristiques relevées à un moment donné.

ces personnes ont une surmortalité moins marquée que les veuves récentes. La situation serait différente pour les hommes, les veufs précoces ayant tendance à reformer plus souvent un couple après le décès de leur conjointe que les veuves (Delaunay-Berdaï, 2005).

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

Avec le développement de la cohabitation hors mariage, la situation matrimoniale légale ne reflète pas toujours la situation de couple. En 1990 par exemple, 9 % des femmes et des hommes de 30 à 64 ans en couple n'étaient pas mariés. L'information n'étant disponible dans la source utilisée que pour le recensement de 1990

(cf. encadré 1), l'analyse sur les situations de couple porte sur la seule période 1991-1999. Le modèle commun aux trois périodes retenues utilisant l'âge au recensement, la catégorie sociale et le diplôme (*modèle 3*) a donc été enrichi des informations sur les unions de fait, mais également de données sur les situations professionnelles, en distinguant les personnes en activité à temps plein de celles travaillant à temps partiel, ainsi que les chômeurs selon la durée de recherche d'emploi (*modèle « complet »*).

Les personnes 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 (cf. tableau 6), sans différences notables selon le sexe.

Tableau 6

Risques annuels de décès (*odds ratio*) des femmes et des hommes observés en moyenne pour les années 1991-1999 et 1991-1994 : modèles « complet » et « complet 40-49 ans » (1)

	« Modèle complet »				« Modèle complet 40-49 ans »	
	1991-1999		1991-1994		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,68***	1,07	0,70***	1,05	0,59***	1,02
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,82***	1,01	0,79***	1,03	0,80**	0,81
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,65***	0,94	0,65***	1,05	0,66***	0,71
Profession intermédiaire	0,77***	0,88	0,78***	1,00	0,77***	0,74*
Employé	0,98	0,93	1,05	1,00	0,91	0,78*
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement						
En emploi à temps plein	1	1	1	1	1	1
En emploi à temps partiel	1,69***	0,92	2,33***	0,86	2,37***	0,93
Chômeur depuis moins de 1 an	2,03***	1,70***	2,7***	1,87***	2,35***	1,42
Chômeur depuis 1 an ou plus	2,48***	1,76***	2,74***	1,81***	2,79***	1,68***
Inactif non retraité	2,73***	1,77***	2,03***	2,24***	3,41***	1,60***
Retraité (50 ans ou plus)	1,80***	1,81***	1,95***	2,00***	1	1
Diplôme						
Sans diplôme	1	1	1	1	1	1
CEP	0,90***	0,76***	0,92*	0,80***	0,90	0,81*
BEPC	0,78***	0,73***	0,87	0,85	0,77**	0,94
CAP-BEP	0,82***	0,68***	0,86***	0,77***	0,83**	0,75**
Bac	0,78***	0,57***	0,87*	0,61***	0,86	0,67**
≥ Bac + 2	0,63***	0,63***	0,67***	0,68**	0,58***	0,68**
Situation conjugale à la date du recensement						
Couple marié	1	1	1	1	1	1
Couple non marié	1,23***	1,36***	1,23**	1,34**	1,11	1,09
Pas en couple	1,72***	1,69***	1,95***	1,69***	1,50***	1,94***
Nombre d'enfants corésidents, à la date du recensement						
0					1	1
1					0,77***	0,91
2					0,69***	0,72***
3					0,61***	0,66***
4 +					0,86	0,70*

1. Les résultats sont issus d'un modèle de Cox – modèle de durée à risques proportionnels (cf. encadré 3).

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 comme référence. Les modèles intègrent également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si 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 pour le modèle « complet » ; personnes nées en France métropolitaine et âgées de 40 à 49 ans au recensement de 1990 pour le modèle « complet 40-49 ans ».

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

À âge, diplôme, catégorie sociale et situation sur le marché du travail identiques, les personnes en couple non mariées ont un risque relatif de décéder environ 1,2 fois plus élevé que les personnes mariées, alors que ce risque relatif est de 1,7 pour les personnes ne vivant pas en couple. La vie en couple est ainsi associée à un risque de décès plus faible et ce phénomène est plus marqué pour les couples mariés que pour les couples non mariés. Plusieurs explications peuvent être avancées. Tout d'abord, les couples non mariés pourraient comprendre plus souvent que les couples mariés des personnes veuves ou divorcées, situations associées à une surmortalité. Ensuite, les différences entre mariés et non mariés peuvent résulter d'un effet protecteur spécifique au mariage, mais elles pourraient aussi masquer des effets de la durée de vie en couple. La vie en couple sans mariage s'est développée depuis les années 1970 comme mode d'entrée en union puis comme mode de vie en couple durable (Toulemon, 1996). Les personnes mariées en 1999 vivent en couple depuis plus longtemps que celles qui sont en union libre (6). Elles pourraient ainsi bénéficier depuis plus longtemps des effets positifs de la vie en couple (7).

Des effets contrastés selon le nombre d'enfants

Des études (Mejer et Robert-Bobée, 2003 ; Mejer, 2004) ont mis en évidence des différences de mortalité parmi les femmes selon le nombre d'enfants mis au monde. La mortalité des mères est plus faible que celle des femmes n'ayant pas eu d'enfants et varie selon la taille de la descendance selon une courbe en « U ». Faute d'information sur les enfants ayant quitté le foyer parental, pour prendre leur indépendance ou poursuivre des études ailleurs, l'analyse ne prend ici en compte que les enfants résidant habituellement dans le logement. Elle est alors restreinte aux personnes de 40 à 49 ans, pour approcher leur descendance finale en limitant la sous-estimation de la taille de la descendance chez les plus jeunes qui n'ont pas encore eu tous leurs enfants et chez les plus âgés du fait du départ des enfants du domicile.

À âge, catégorie sociale, niveau d'études et situation sur le marché du travail donnés, les risques de décès des femmes et des hommes de 40 à 49 ans selon le nombre d'enfants corésidents présentent une forme en « U » ou « J » inversé : ils diminuent avec le nombre d'enfants avant d'augmenter ou de se stabiliser pour les fem-

mes et hommes résidant avec quatre enfants ou plus (cf. tableau 6). Cette analyse des variations des risques de décès selon le nombre d'enfants corésidents est donc tout à fait cohérente avec les études précédentes selon la descendance des femmes (8).

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

La présente analyse confirme les résultats d'études précédentes sur les liens entre activité et mortalité (surmortalité des chômeurs et des inactifs) et affine ces résultats par une distinction selon la durée de travail et la cessation précoce d'activité (retraite à des âges d'activité fréquente).

Pour les femmes comme pour les hommes, la situation la plus favorable aux âges actifs est observée pour les personnes ayant un emploi (Mesrine, 1999, 2000). Les chômeurs, les inactifs (retraités ou non) 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 (cf. tableau 4). Néanmoins, la situation relative des personnes sans emploi varie selon le sexe.

La différence entre les sexes est la plus marquée pour les inactifs (hors retraités), 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 motivations familiales pour les femmes (Desplanques, 1985 ; Desplanques, 1993 ; Mesrine, 1999 ; Mesrine, 2000 ; Monteil et Robert-Bobée, 2005). 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 (Mesrine, 1999 ; Mesrine, 2000). En revanche,

6. En 1999 par exemple, d'après l'enquête Étude de l'histoire familiale de l'Insee, les personnes en couple mariées vivent ensemble depuis 21 ans en moyenne, contre 11 ans pour celles en couple non mariées (calcul des auteurs).

7. Des études à partir de l'échantillon de mortalité de 1999 couplé à l'enquête famille, comprenant les dates de vie en couple, de mariages ainsi que les séparations et divorces permettront ultérieurement de compléter ces analyses de la mortalité selon l'environnement familial.

8. Mejer et Robert-Bobée (2003) ont travaillé à partir de l'échantillon de mortalité de 1982 couplé à l'enquête Histoire familiale, qui ne portait que sur les femmes. Une telle analyse pourra être menée ultérieurement pour les deux sexes, à partir de l'échantillon de mortalité de 1999 couplé à l'enquête Histoire familiale de 1999, qui interrogeait cette fois des femmes et des hommes. Elle apportera des éclairages précieux sur les différences entre la mortalité des femmes et des hommes selon la taille de la descendance.

il n'y a pas de différence entre la situation relative des femmes et des hommes à la retraite à des âges où la présence sur le marché du travail est fréquente.

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

Les hommes qui, sans être retraités, sont en dehors du marché du travail, ont ainsi une mortalité précoce très importante : dans les années 1976-1984, à âge, diplôme et situation matrimoniale légale donnés, ils présentent un risque relatif de décès 2 fois plus élevé que les ouvriers en emploi. Pour les femmes, l'absence d'activité professionnelle est certes associée à un risque de surmortalité précoce, mais d'ampleur nettement moindre : au cours de la même période, leur mortalité relative est 1,3 fois plus importante que celle des femmes ouvrières ayant un emploi (cf. tableau 4).

Lorsque seul l'âge est contrôlé, l'évolution de la situation des inactifs (en dehors de la retraite) est différente selon le sexe (cf. tableau 1) : la situation relative des hommes inactifs s'est dégradée au fil du temps, alors que celle des femmes est demeurée stable. À 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 demeuraient autour de 1,1 entre les femmes inactives non retraitées et les ouvrières. Concernant les hommes, la dégradation observée provient des faibles gains d'espérances de vie pour les inactifs (en dehors de la retraite) : + 0,5 seulement entre les années 1980 et 1990 pour l'espérance de vie à 35 ans, contre + 3,5 ans pour les ouvriers (Monteil et Robert-Bobée, 2005). De ce fait, la mortalité relative des inactifs par rapport aux ouvriers se dégrade. Les femmes inactives ont également connu des gains d'espérance de vie plus faibles que ceux des ouvrières, mais avec un écart limité : + 2,5 ans contre + 3 ans.

Le constat est différent après prise en compte des différences en termes de vie familiale et de situations sur le marché du travail (cf. tableau 4). La dégradation de la situation des inactifs est alors encore plus marquée pour les hommes, mais surtout, la situation des femmes inactives non retraitées s'est aussi dégradée. À âge, diplôme et situation matrimoniale légale donnés, 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 les deux périodes. Pour les femmes, ces risques ont crû de 1,3 à 1,8. Pour expliquer la dégradation de la situation relative des hommes inactifs non retraités, on avait invoqué l'existence d'un effet de sélection, qui se serait accentué au fil du temps pour les hommes (Monteil et Robert-Bobée, 2005). Il semble donc que chez les femmes, un phénomène du même type se soit produit avec la généralisation de leur participation au marché du travail, même s'il est d'une moindre ampleur que chez les hommes.

Surmortalité associée au temps partiel pour les hommes

Tout comme l'inactivité en dehors de la retraite, exercer une activité professionnelle à temps partiel est rare pour les hommes et peut en partie résulter d'un état de santé altéré. Pour les femmes, cette situation est à l'inverse fréquente et plus souvent motivée par des raisons familiales. Ainsi, 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 (cf. tableau 3). Les hommes de 30 à 64 ans ayant un emploi à temps partiel en 1990 ont sur la période 1991-1999 des risques de décès 1,7 plus élevés que les hommes travaillant à temps plein (à âge, catégorie sociale, diplôme et situation matrimoniale identiques). Cet effet est encore plus marqué à court terme (cf. tableau 4), puisqu'il s'élève à 2,3 sur la période 1991-1994.

La surmortalité liée au temps partiel pour les hommes n'atteint cependant pas le niveau de celle des inactifs non retraités : 1,7 contre 2,7 pour la période 1991-1999 (cf. tableau 6). Le temps partiel peut être un préalable avant un arrêt d'activité, lorsque l'état de santé permet de rester en emploi, ou à l'inverse, une forme de reprise d'activité, si un retour à temps complet n'est pas envisageable. Cette situation serait alors intermédiaire entre inactivité et travail à temps complet.

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

À âge, catégorie sociale, diplôme et situation matrimoniale légale donnés (cf. tableau 4), être au chômage est associé à une plus forte mortalité, pour les femmes comme pour les hommes. Mais l'effet est beaucoup plus marqué

pour ces derniers. Sur la période 1976-1984, le risque annuel de décès des chômeuses était ainsi 1,1 fois plus élevé que celui des femmes en emploi, sans différence significative avec les actives en emploi, contre 2,3 pour les hommes.

Les évolutions dans le temps de cette surmortalité diffèrent selon le sexe. Pour les hommes, la surmortalité des chômeurs a eu tendance à décroître avec l'augmentation du chômage. Entre le début et le milieu des années 1980, la surmortalité des chômeurs par rapport aux actifs en emploi a diminué ainsi de 2,3 à 1,8. Puis elle retrouve son niveau initial dans les années 1990. Ces évolutions renvoient à l'augmentation du chômage d'une part et à l'augmentation du chômage de longue durée d'autre part. Dans un premier temps, la hausse du chômage s'est traduite par une moindre sélection des personnes qui en étaient victimes, puis elle s'est accompagnée du développement d'un chômage de longue durée, auquel correspondent une fragilisation plus importante et donc une mortalité plus forte (Mesrine, 2000). 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 (cf. tableau 3).

Pour les femmes, l'évolution a été différente. La surmortalité des chômeuses a en effet augmenté sur l'ensemble de la période étudiée. Malgré la dégradation de leur situation, les chômeuses demeurent moins désavantagées que leurs homologues masculins, avec, pour la période 1991-1999, un risque relatif de décès 1,7 fois plus élevé que celui des femmes ouvrières en activité, contre une surmortalité de 2,3 pour les hommes au chômage par rapport aux ouvriers en emploi (cf. tableau 4). 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. Il est possible que des femmes se retirent du marché du travail lorsqu'elles se trouvent au chômage, surtout si cette situation est durable ou si elles ont, de plus, des problèmes de santé, alors que ce comportement est plus rare pour les hommes. Cette situation a alors un effet plus marqué pour ces derniers.

Ces évolutions contrastées selon le sexe reflètent la complexité des liens qui existent entre chômage et santé, et finalement mortalité. Selon l'hypothèse de sélection des chômeurs par la santé (Mesrine, 2000), le chômage toucherait d'abord les personnes les plus fragiles et s'étendrait ensuite aux personnes les moins expo-

sées. Le chômage deviendrait ainsi de moins en moins sélectif en termes de santé au fur et à mesure qu'il devient plus fréquent. C'est ce qui s'est produit pour les hommes, du début au milieu des années 1980 (Mesrine, 2000). Mais chez les femmes, la surmortalité des chômeuses a augmenté 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).

Inversement, le chômage peut influencer sur l'état de santé. L'adoption de comportements à risques (consommation d'alcool, de tabac), la détérioration de la situation financière et des conditions de vie ou encore l'existence d'un isolement social ou de difficultés relationnelles sont autant de conséquences potentielles du chômage surtout s'il s'inscrit dans la durée, qui, à leur tour, peuvent conduire à une dégradation de l'état de santé. Notamment, les situations financières ou relationnelles difficiles sont propices au tabagisme (Aliaga, 2001). Il est possible que le chômage joue plus fortement sur la santé pour les hommes, ce qui expliquerait la forte surmortalité particulièrement élevée des chômeurs, notamment de longue durée, chez les hommes.

Comme pour l'inactivité, les liens entre chômage et mortalité sont plus forts à court terme qu'à long terme. Toutes choses égales par ailleurs (à âge, catégorie sociale, diplôme et situation matrimoniale légale identiques) (cf. tableau 4), les hommes âgés de 30 à 64 ans au chômage en 1990 ont ainsi sur la période 1991-1994 un risque 2,5 fois plus élevé de décéder que ceux en emploi ; sur la période 1991-1999, la surmortalité était de 2,3. Pour les femmes, ces chiffres sont respectivement de 1,8 et 1,7.

Surmortalité des personnes retraitées aux âges d'activité

Les retraités (9) entre 50 et 64 ans présentent des risques de décès plus élevés que les personnes encore en activité à ces âges. Pour les hommes, ce rapport a peu varié et est resté autour de 1,7 (cf. tableau 4). Pour les femmes, ce rapport a augmenté puisqu'il est passé de 1,5 pour la première période à 1,9 pour la dernière. Les retraités précoces sont plus souvent des personnes ayant eu un travail pénible et de ce fait, elles

9. 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.

pourraient être en moins bonne santé et connaître une mortalité plus élevée. Plus généralement, le départ précoce à la retraite peut être lié à un état de santé défaillant (Barnay, 2005) et se traduire ainsi par une mortalité plus forte. À l'inverse, le fait de quitter le monde du travail à un âge relativement jeune pourrait parfois entraîner des changements importants, s'il y a perte des repères sociaux liés à la vie professionnelle, ou isolement, avec des effets en termes de comportements et d'attention portée à sa santé, sans doute plus marqués pour les hommes.

Situation du conjoint sur le marché du travail

La catégorie socioprofessionnelle de la femme a peu d'impact sur la mortalité de son conjoint (cf. tableaux 4 et 5). De même, la situation de la femme sur le marché du travail (en emploi, chômeuse, inactive en dehors de la retraite) n'a pas d'effet sur la mortalité de son conjoint (cf. tableau 5). La réciproque est fautive. Tout comme la catégorie sociale et le niveau d'études de leur conjoint, sa situation sur le marché du travail influence en effet fortement la mortalité des femmes. Ainsi, sur la période 1991-1999, les femmes en couple avec un chômeur ont eu, toutes choses égales par ailleurs, un risque de décès 1,4 fois plus important que les femmes en couple avec un homme en emploi. Les femmes en couple avec un homme inactif, retraité ou non, connaissent également une situation moins

favorable que les femmes en couple avec un homme en emploi.

Ces analyses mettent en évidence de nouveau la forte corrélation entre la mortalité et le chômage des hommes. Ainsi, pour les femmes en couple en 1990, le chômage de l'homme a un effet aussi fort que le chômage de la femme (risque relatif de décès 1,4 fois supérieur lorsque l'homme est au chômage par rapport à la situation des femmes en couple avec un homme en emploi et environ 1,4 fois supérieur lorsque la femme est au chômage, par rapport à la situation des femmes en couple en emploi). Les autres situations de non-emploi du conjoint ont au contraire un effet moins marqué que l'inactivité de la femme elle-même (risque relatif de décès 1,3 fois supérieur lorsque l'homme est inactif non retraité par rapport à la situation des femmes en couple avec un homme en emploi et environ 1,6 fois supérieur lorsque la femme est elle-même inactive non retraitée, par rapport à la situation des femmes en couple en emploi).

Cumuler absence de vie de couple et difficultés sur le marché du travail joue en faveur de risques de décès plus élevés. La surmortalité des chômeurs est en effet moins marquée en général pour les personnes en couple que pour celles vivant seules. Ceci confirme l'idée que c'est le cumul de facteurs plutôt que chacun d'eux pris isolément qui expliquent *in fine* les différentiels de mortalité (Caselli *et al.*, 2002 ; Leclerc *et al.*, 2000). □

BIBLIOGRAPHIE

Aliaga C. (2001), « Le tabac : vingt ans d'usage et de consommation », *Insee Première*, n° 808.

Aliaga C. (2002a), « Les relations au tabac sont multiples », *Insee Première*, n° 852.

Aliaga C. (2002b), « Les femmes plus attentives à leur santé que les hommes », *Insee Première*, n° 869.

Attal-Toubert K. et Derosier A. (2005), « Le chômage augmente légèrement malgré la reprise de l'emploi », *Insee Première*, n° 1009.

Barnay T. (2005), « Une analyse microéconométrique de la cessation d'activité : l'effet de l'état de santé », *Cahiers de Recherche EURISCO*.

Beumel C., Daguët F., Richet-Mastain L., Vatan M. (2006), « La situation démographique en 2004 – Mouvement de la population », *Insee Résultat, série société*, n° 55.

Cambois E. (2004), « Careers and Mortality in France: Evidence on how Far Occupational Mobility Predicts Differentiated Risks », *Social Science and Medicine*, n° 58, pp. 2545-2558.

Caselli G., Vallin J. et Wunsch G. (dir.) (2002), *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : les déterminants de la mortalité*, Éditions de l'Ined.

Chenu A. (2000), « Le repérage de la situation sociale », in Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M. et Lang T. (dir.), *Les inégalités*

- sociales de santé*, Éditions La Découverte/Inserm, pp. 93-107.
- Couet C. (2006)**, « L'échantillon démographique permanent de l'Insee », *Courrier des statistiques*, Insee, n° 117-119.
- Delaunay-Berdaï I. (2005)**, « Le veuvage précoce en France », in Lefevre C. et Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales. Les résultats de l'enquête Famille de 1999, Les Cahiers de l'Ined*, n° 156, pp. 387-406.
- Desplanques G. (1985)**, « La mortalité des adultes », *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 », *Données sociales*, pp. 251-258.
- Dollamore G. et Fitzpatrick J. (2005)**, « Examining Adult Mortality Rates Using the National Statistics Socio-Economic Classification », *Health Statistics Quarterly*, n° 2, pp. 33-40.
- Jouglé E., Rican S., Péquinot F., le Toullec A. (2000)**, « La mortalité », in Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M. et Lang T. (dir.), *Les inégalités sociales de santé*, Éditions La Découverte/Inserm, pp. 147-162.
- Kunst A. E., Groenhouf 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 Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M. et Lang T. (dir.), *Les inégalités sociales de santé*, Éditions La Découverte/Inserm pp. 53-68.
- Kunst A. E., Bos V., Andersen O., Cardano M., Costa G., Harding S., Hemström Ö, Layte R., Regidor E., Reid A., Santana P., Valkonen T., Mackenbach J. P. (2004)**, « Monitoring of Trends in Socioeconomic Inequalities in Mortality: Experiences from a European Project », *Demographic Research*, collection spéciale, n° 2. Téléchargeable sur : <http://www.demographic-research.org/special/2/9/>.
- Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M., Lang T. (dir.) (2000)**, *Les inégalités sociales de santé*, Éditions La Découverte/Inserm.
- Mazuy M. (2002)**, « Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999 », *Documents de travail*, Ined, n° 114.
- Mejer L. et Robert-Bobée I. (2003)**, « Mortalité des femmes et environnement familial : rôle protecteur de la vie de famille », *Insee Première*, n° 892.
- Mejer L. (2004)**, « Differential Mortality in France », *Document de travail*, Insee, n° F0401.
- Meslé F. (2004)**, « Écart d'espérance de vie entre les sexes : les raisons du recul de l'avantage féminin », *Revue Épidémiologique de Santé Publique*, n° 52, pp. 333-352.
- Mesrine A. (1999)**, « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », *Données Sociales, la société française*, pp. 228-235.
- Mesrine A. (2000)**, « La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage », *Économie et Statistique*, n° 334, pp. 33-48.
- Monnier A. (2004)**, « L'Union européenne élargie : quinze + dix=455 », *Population et sociétés*, n° 398.
- Monteil C. et Robert-Bobée I. (2005)**, « Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes », *Insee Première*, n° 1025.
- Richet-Mastain L. (2005)**, « Bilan démographique 2004 : nette diminution des décès », *Insee Première*, n° 1004.
- Robert-Bobée I. (2003)**, « Calendrier de constitution des familles et âge de fin des études », avec la participation de Mazuy M., *Document de travail*, n° F0308, Insee.
- Robert-Bobée I. et Mazuy M. (2005)**, « Calendrier de constitution des familles et âge de fin des études » in Lefevre C. et Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales. Les résultats de l'enquête Famille de 1999, Les Cahiers de l'Ined*, n° 156, pp. 175-200.
- 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 », *Document de travail*, n° F0506, Insee.
- Sécurité routière (2006)**, « Les grandes données de l'accidentologie : caractéristiques et causes des

accidents de la route », extrait du rapport annuel de l'Observatoire National Interministériel de la Sécurité Routière « *La sécurité routière en France : bilan de l'année 2005* », La Documentation Française. Téléchargeable sur http://www.securiteroutiere.equipement.gouv.fr/IMG/Synthese/dep_accidentologie.pdf le 14/11/2006

Shkolnikov V.M., Deev A.D., Kravdal Ø. et Valkonen T. (2004), « Educational Differentials in Male Mortality in Russia and Northern Europe. A Comparison of an Epidemiological Cohort from Moscow and St. Petersburg with the Male Populations of Helsinki and Oslo », *Demographic Research*, n° 10, pp. 1-26. Téléchargeable sur : <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol10/1/10-1.pdf>

Soliani L. et Lucchetti E. (2002), « Les facteurs génétiques de la mortalité », in G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (dir.), *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité*, Éditions de l'Ined, pp. 205-228.

Thierry X. (1999), « Risques de mortalité et de surmortalité au cours des dix premières années de veuvage », *Population*, Ined, n° 2, pp. 177-204.

Toulemon L. (1996), « La cohabitation hors mariage s'installe dans la durée », *Population*, Ined, n° 3, pp. 675-716.

Valkonen T. (2002), « Les inégalités sociales devant la mort », in G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (dir.), *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité*, Éditions de l'Ined, pp. 351-372.

Valkonen T., Martikainen P. et Blomgren J. (2004), « Increasing excess mortality among non-married elderly people in developed countries », *Demographic Research*, collection spéciale, n° 2, pp. 306-330. Téléchargeable sur : <http://www.demographic-research.org/special/2/12/>

Vallin J. et Nizard A. (1977), « La mortalité par état matrimonial, mariage sélection ou mariage protection », *Population*, numéro spécial, Ined, pp. 95-123.

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 », Ined, 102 p. Disponible sur CD-rom : « Données statistiques, n° 4-2001 ».

Vallin J. (2002), « Mortalité, sexe et genre », in G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (dir.), *Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité*, Éditions de l'Ined, pp. 319-350.

**EFFECTIFS ET RÉPARTITIONS DES HOMMES ET DES FEMMES DANS L'ÉCHANTILLON
SELON LEURS CARACTÉRISTIQUES AU RECENSEMENT**

Tableau A
Estimation des modèles 1 à 3 (modèles communs aux trois périodes)

En %

	Hommes			Femmes		
	1975	1982	1990	1975	1982	1990
Âge atteint l'année du recensement						
30 à 34 ans	15	19	18	14	19	17
35 à 39 ans	15	16	17	14	15	17
40 à 44 ans	17	13	18	16	12	17
45 à 49 ans	17	14	12	16	14	12
50 à 54 ans	16	15	11	16	15	12
55 à 59 ans	10	13	12	11	14	13
60 à 64 ans	11	10	12	12	12	13
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	11	9	6	6	6	4
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	10	10	10	5	5	5
Cadre et professions intellectuelles supérieures	10	12	15	2	3	6
Professions intermédiaires	17	19	20	8	11	14
Employé	11	12	10	23	28	33
Ouvrier	39	35	36	10	9	10
Inactif non retraité	2	4	3	46	38	28
Situation sur le marché du travail						
En emploi	90	86	80	48	53	58
Chômeur	1	3	5	1	4	7
Inactif non retraité	2	4	3	46	38	28
Retraité (50 ans ou plus)	6	8	12	5	5	8
Diplôme						
Sans diplôme	40	30	20	44	33	22
CEP	26	23	19	32	30	25
BEPC	4	5	6	6	7	10
CAP-BEP	20	26	29	10	16	19
Bac	4	6	12	4	6	12
≥ Bac + 2	6	10	14	4	8	12
Situation matrimoniale légale au recensement						
Situation inconnue (non réponse)	0	0	1	0	0	1
Marié	85	82	75	80	79	74
Célibataire	11	12	16	9	9	11
Veuf	1	1	1	7	6	6
Divorcé	3	4	6	4	5	8
Ensemble	100	100	100	100	100	100
Effectif	83 051	93 800	104 896	86 483	98 615	110 160

Champ : personnes nées en France métropolitaine, âgées de 30 à 64 ans au recensement.
Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

Tableau B
Estimation des modèles « complet » et « complet 40-49 ans »

En %

	« complet »		« complet 40-49 ans »	
	1990	1990	1990	1990
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Âge atteint l'année du recensement				
30 à 34 ans	17	18		
35 à 39 ans	17	17		
40 à 44 ans	17	18	59	59
45 à 49 ans	12	12	41	41
50 à 54 ans	12	11		
55 à 59 ans	13	12		
60 à 64 ans	13	12		
Catégorie sociale au recensement				
Agriculteur	4	6	3	5
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	5	10	6	11
Cadre et professions intellectuelles supérieures	6	15	7	19
Professions intermédiaires	14	20	17	22
Employé	33	10	34	9
Ouvrier	10	36	10	31
Inactif non retraité	28	3	24	2
Situation sur le marché du travail				
En emploi à temps plein	45	79	54	92
En emploi à temps partiel	13	2	15	2
Chômeur depuis moins d'un an	3	2	3	2
Chômeur depuis un an ou plus	4	2	4	2
Inactif non retraité	28	3	24	2
Retraité (50 ans ou plus)	8	12		
Diplôme				
Sans diplôme	22	20	17	16
CEP	25	19	26	17
BEPC	10	6	10	6
CAP-BEP	19	29	21	31
Bac	12	12	13	13
≥ Bac + 2	12	14	13	16
Situation matrimoniale				
Couple marié	72	74	76	78
Couple non marié	7	8	6	6
Pas en couple	21	18	19	16
Nombre d'enfants corésidents				
0			19	20
1			31	26
2			33	34
3			12	15
4 et plus			4	5
Ensemble	100	100	100	100
Effectif	109 822	104 624	31 812	31 282

Champ : personnes nées en France métropolitaine, âgées de 30 à 64 ans au recensement, hors non-réponse sur la durée de chômage (272 hommes et 338 femmes au chômage en 1990, dont 67 hommes âgés de 40 à 49 ans et 64 femmes de cet âge).

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

Tableau C
Estimation du modèle « couple »

	1990	1990
	Hommes	Femmes
Âge atteint l'année du recensement		
30 à 34 ans	16	18
35 à 39 ans	17	17
40 à 44 ans	18	18
45 à 49 ans	13	12
50 à 54 ans	12	12
55 à 59 ans	12	12
60 à 64 ans	12	11
Catégorie sociale au recensement		
Agriculteur	6	5
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	11	5
Cadre et professions intellectuelles supérieures	16	5
Professions intermédiaires	21	13
Employé	10	31
Ouvrier	35	10
Inactif non retraité	2	31
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement		
En emploi à temps plein	81	42
En emploi à temps partiel	2	14
Chômeur depuis moins de 1 an	2	3
Chômeur depuis 1 an ou plus	2	3
Inactif non retraité	2	31
Retraité (50 ans ou plus)	12	6
Diplôme		
Sans diplôme	18	21
CEP	19	26
BEPC	6	10
CAP-BEP	30	20
Bac	12	12
≥ Bac + 2	14	11
Catégorie sociale du conjoint, au recensement		
Agriculteur	4	7
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	5	11
Cadre et professions intellectuelles supérieures	5	16
Professions intermédiaires	14	20
Employé	32	11
Ouvrier	10	34
Inactif non retraité	30	2
Situation du conjoint sur le marché du travail, à la date du recensement		
En emploi	58	77
Chômeur	7	3
Inactif, non retraité	30	2
Retraité (50 ans et plus)	5	18
Diplôme du conjoint		
Sans diplôme	20	19
CEP	24	21
BEPC	10	6
CAP-BEP	21	28
Bac	13	12
≥ Bac + 2	12	14
Situation matrimoniale légale à la date du recensement		
Situation inconnue (non réponse)	1	1
Marié	91	91
Célibataire	5	4
Veuf	0	1
Divorcé	3	3
Ensemble		
	100	100
Effectif	17 047	16 710

Champ : personnes nées en France métropolitaine, âgées de 30 à 64 ans au recensement, vivant en couple, hors non-réponse sur la durée de chômage (147 hommes et 248 femmes au chômage en 1990).
Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

L'essentiel du commerce



- Le portrait des trois principaux secteurs : commerce de détail, commerce et réparation automobiles, commerce de gros.
- Des dossiers thématiques sur le commerce électronique, les marchés et leurs équipements.

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

15 € - Collection Insee-Références


INSEE