



Emmanuelle CAMBOIS* et Caroline LABORDE**

Mobilité socioprofessionnelle et mortalité en France.

Des liens qui se confirment pour les hommes
et qui s'affirment pour les femmes

La mise en évidence des différences de mortalité entre groupes socioprofessionnels nécessite de disposer d'informations sur un très grand nombre de personnes suivies sur une longue période. C'est à cette fin que l'Insee a constitué, dès 1954, un premier échantillon de près de 500 000 hommes âgés de 30 à 69 ans (et leurs épouses éventuelles) de toutes les catégories socioprofessionnelles pour observer leur mortalité ultérieure à partir du répertoire national des personnes physiques. L'opération a été renouvelée au recensement de 1975 sur plus de 800 000 hommes et femmes âgés de 30 à 64 ans, puis aux recensements suivants, permettant de montrer que les différences de mortalité par groupe socioprofessionnel ne diminuent pas en France, voire s'accroissent. Une limite importante de ces études est de « figer » les individus dans un groupe socioprofessionnel, sans pouvoir tenir compte de l'effet des changements éventuels de profession sur la mortalité. Emmanuelle CAMBOIS et Caroline LABORDE surmontent en partie cette limite, grâce à l'échantillon démographique permanent (EDP) de l'Insee, en repérant les mobilités antérieures des individus âgés de 30 à 84 ans en 1975 d'une part, et en 1999 d'autre part. Elles mettent ainsi en évidence une forte corrélation entre ces mobilités et la mortalité ultérieure, les mobilités « descendantes » s'accompagnant le plus souvent d'une surmortalité, en particulier pour les hommes, mais aussi pour les femmes dans les années récentes.

Au début des années 2000, l'espérance de vie à 35 ans des professions les plus qualifiées atteignait 47 ans pour les hommes et 51 ans pour les femmes,

* Institut national d'études démographiques, Paris.

** À l'Ined au moment de la réalisation de cette étude.

Correspondance : Emmanuelle Cambois, Institut national d'études démographiques, 133 boulevard Davout, 75980 Paris Cedex 20, tél : 33 (0)1 56 06 22 55, courriel : cambois@ined.fr

dépassant respectivement de 6 ans et de 2 ans celles des ouvriers (Cambois *et al.*, 2008 et 2011). On y retrouve le gradient de mortalité des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS, encadré 1), allant des cadres et professions intermédiaires, aux travailleurs indépendants et employés, jusqu'aux ouvriers déjà mis en évidence dans des études antérieures (Cambois *et al.*, 2001 ; Leclerc *et al.*, 2006 ; Monteil et Robert-Bobée, 2005). Les inactifs non retraités présentent la plus forte surmortalité, en particulier chez les hommes qui se trouvent souvent dans cette situation du fait d'une santé dégradée.

La mortalité ne se différencie pas seulement selon la PCS observée à une date donnée, on trouve aussi des disparités liées aux parcours professionnels. Une étude sur un échantillon de la population française de 1975 a montré des différences de mortalité marquées pour les hommes au sein des PCS, selon la catégorie occupée plus tôt dans la carrière (Cambois, 2004b). D'après cette étude, la mortalité de ceux qui n'étaient pas dans la même PCS en 1968 qu'en 1975, les « mobiles », se distingue de la mortalité de ceux qui n'en n'avaient pas changé, les « stables ». Les risques de mortalité des mobiles (p. ex., les cadres de 1975 qui étaient dans la catégorie employés en 1968) se situent entre le risque moyen des stables de la PCS qu'ils ont quittée (risque plus faible que celui des employés en 1968 et 1975) et celui des stables de la PCS qu'ils ont rejointe (risque plus élevé que celui des cadres en 1968 et 1975).

Ces résultats confirment ceux observés dans plusieurs études britanniques similaires (Blane *et al.*, 1999 ; Fox *et al.*, 1985 ; Goldblatt, 1988). Ils s'expliquent par l'impact de la situation socioéconomique et des expositions vécues tout au long du parcours de vie, qui sont très liées à la carrière chez les hommes et qui modulent les risques de mortalité (Goldberg *et al.*, 2002 ; Kuh et Ben Sholmo, 1997). Mais ces différences sont aussi dues aux effets de sélection des mobiles sur des caractéristiques individuelles liées aux risques de mortalité et qui sont déterminantes dans les carrières : qualifications, expérience mais aussi état de santé sont corrélés à la mortalité et jouent sur les chances de promotion, de maintien en emploi ou les risques de déclassements (Jusot *et al.*, 2008 ; Melchior *et al.*, 2005).

Toujours d'après cette étude française, les liens entre PCS, mobilité et mortalité étaient moins marqués pour les femmes dans les années 1970. Alors qu'elles étaient peu présentes sur le marché du travail, leur statut professionnel et leur carrière ne sont pas liés aux mêmes facteurs que ceux des hommes et ils reflètent moins bien des situations socioéconomiques favorables ou critiques pour la santé. Ces dernières sont mieux décrites par une combinaison de caractéristiques individuelles professionnelles et familiales (Annandale et Hunt, 2000 ; Arber, 1997 ; Bartley *et al.*, 2004 ; Mejer et Robert-Bobée, 2003 ; Sacker *et al.*, 2000 ; Walters *et al.*, 2002). Les PCS des femmes sont de fait plus hétérogènes au regard des risques de santé que celles des hommes, le gradient de mortalité est plus plat et les écarts entre PCS sont peu significatifs. L'étude montrait toutefois que les mobilités depuis les PCS des cadres et des ouvrières vers l'inactivité présentaient une surmortalité significative.

Depuis les années 1970, le paysage socioprofessionnel français s'est modifié à de nombreux égards (Amossé et Gollac, 2008 ; Baraton, 2006 ; Cerc, 2005 ; Chapoulie, 2000 ; Chenu, 1998) : entrée massive des femmes sur le marché du travail, augmentation des mobilités, accès par promotion aux professions les plus qualifiées moins fréquent chez les hommes, rapprochement des professions non qualifiées d'ouvriers et d'employés.

Par ailleurs, la mortalité en France a continué de décroître (Meslé, 2006). Cette évolution ne s'est pas appliquée de la même manière à toutes les PCS et les écarts de mortalité se sont maintenus, voire amplifiés pour les inactifs (Leclerc *et al.*, 2006 ; Menvielle, Chastang *et al.*, 2007 ; Menvielle, Leclerc *et al.*, 2007). Une partie de ces évolutions peut être liée à la modification de la composition des PCS. Ainsi, dans un contexte d'élévation du niveau moyen d'instruction dans la population, les liens entre diplômes, PCS et mortalité ont évolué : on observe notamment une diminution de l'avantage en termes d'accès à des professions qualifiées procuré par certains diplômes, devenus plus nombreux (Vallet, 2004) ou un accroissement du risque de mortalité des « sans diplôme », devenus moins nombreux (Cambois, 2004a). D'une manière générale, les carrières ont évolué au fil du temps, notamment chez les femmes, modifiant la composition des PCS, et par voie de conséquence leur niveau moyen de mortalité.

Dans cette étude, nous proposons de comparer les liens entre mortalité, PCS et mobilité professionnelle dans les années 1970 et dans les années 1990. Il s'agit d'étudier l'évolution des inégalités de mortalité liées à la profession par une approche dynamique tenant compte de l'évolution des mobilités professionnelles et de leur lien avec la mortalité.

I. Données et méthode

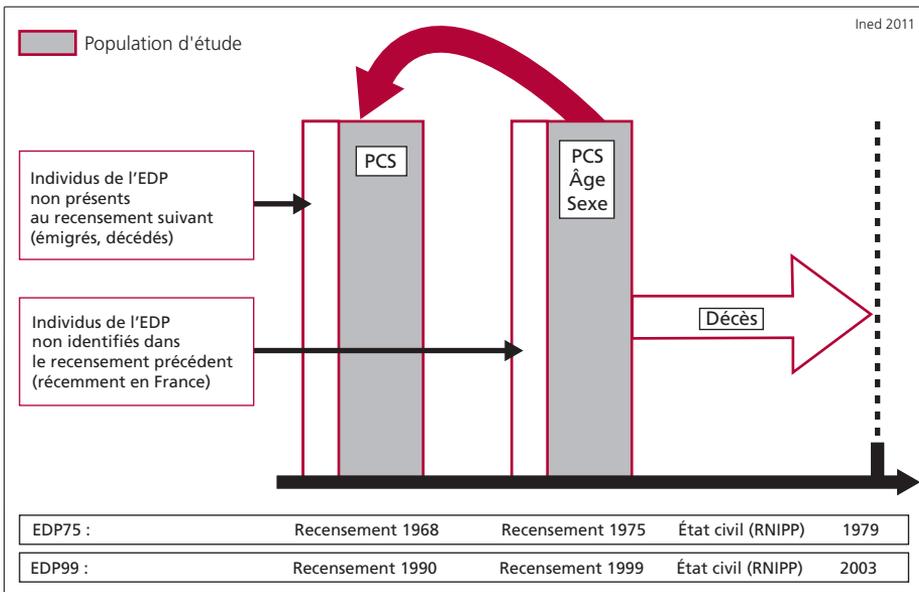
1. Les données

L'Échantillon démographique permanent (EDP) est basé sur un échantillon de fichiers des recensements (1/100) initié avec le recensement de 1968, suivi et mis à jour à chaque nouveau recensement (1975, 1982, 1990 et 1999). Son appariement avec le Registre national d'identification des personnes physiques (RNIPP) permet de lier les variables des recensements avec les décès. Partiel au départ, l'appariement est dorénavant global. Nous utilisons deux sous-échantillons de l'EDP (figure 1) : l'EDP75 issu du recensement de 1975 et l'EDP99 issu du dernier recensement exhaustif de 1999, pour lesquels on utilise respectivement les informations contenues dans le recensement de 1975 et le précédent (1968), et dans le recensement de 1999 et le précédent (1990). Plus précisément, nous relevons l'âge, le sexe et la PCS dans le recensement le plus récent et la PCS dans le recensement précédent. Puis nous relevons les décès enregistrés de 1975 à la fin 1979 pour les individus EDP75, et de 1999 à la fin de 2003 pour les individus EDP99⁽¹⁾. On peut ainsi calculer des risques de

(1) Soit près de 5 ans au total, la collecte des recensements ayant eu lieu entre le 20 février et le 20 mars pour 1975, et du 8 mars à fin avril pour 1999.

mortalité associés aux PCS de 1975 et de 1999 et aux mobilités passées (1968-1975 et 1990-1999). Nos populations d'étude sont représentatives des populations françaises de 1975 et de 1999, limitées à ceux qui ont été retrouvés dans le recensement précédent⁽²⁾. Par ailleurs certaines limites dans la couverture de l'EDP pour l'analyse de la mortalité (Couet, 2006) imposent d'exclure de ces échantillons les personnes âgées de plus de 85 ans au recensement de 1975 (nées avant 1890 non enregistrées au RNIPP) et les personnes nées à l'étranger (caractérisées par un sous-enregistrement des décès lié à des mobilités résidentielles de retour). Nos échantillons représentent environ 90 % de la population totale des recensements.

Figure 1. Les populations de l'étude EDP75 et EDP99



Lecture : Pour l'EDP75, on sélectionne les individus présents au recensement de 1975 et retrouvés dans le recensement précédent de 1968. Pour ces individus, on collecte l'information sur la PCS, l'âge et le sexe dans le recensement de 1975, la PCS dans celui de 1968 et enfin sur la survenue du décès durant la période allant jusqu'au 31 décembre 1979.

2. Les catégories et mobilités socioprofessionnelles

On s'appuie ici sur la classification des « Professions et catégories socio-professionnelles » (PCS) et son niveau le plus regroupé (Desrosières et Thévenot, 2002) : six catégories d'actifs ou anciens actifs et la catégorie des inactifs (encadré 1).

(2) Nos populations d'étude ne sont en effet pas représentatives des individus de 1968 et 1990 (ni des carrières de 1968 à 1975 et de 1990 à 1999), ceux-ci ayant été touchés par la mortalité et l'attrition entre les deux recensements. Nous travaillons sur des populations fermées des individus de 1975 et 1999 dont on connaît les caractéristiques à 2 moments de leur carrière, par une information rétrospective, nous permettant de mettre en évidence des disparités liées à cette double information.

Dans cette étude, nous avons regroupé les deux catégories de professions les plus qualifiées (« Cadres et professions intellectuelles supérieures » et « Professions intermédiaires ») en raison du faible nombre de décès à certains âges. Les chômeurs et retraités ayant déjà travaillé renseignent leur ancienne profession ; ils sont reclassés dans les PCS correspondantes pour cette étude. La PCS des inactifs regroupe les étudiants, personnes en invalidité, restées au foyer et les chômeurs qui ne déclarent pas d'ancienne profession.

Encadré 1. Les professions et catégories socioprofessionnelles de l'étude^(a)

- Cadres : Cadres et professions intellectuelles supérieures + Professions intermédiaires (y compris chômeurs et retraités)
- Artisans : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (y compris chômeurs et retraités)
- Agriculteurs : Exploitants de petites / moyennes / grandes exploitations (y compris chômeurs et retraités)
- Employés : Employés (fonction publique, d'entreprise, de commerce et personnels des services) (y compris chômeurs et retraités)
- Ouvriers : Ouvriers qualifiés, non qualifiés et agricoles (y compris chômeurs et retraités)
- Inactifs : Étudiants, militaires du contingent, invalides, inactifs non retraités, personnes au foyer et chômeurs n'ayant pas travaillé ou ne déclarant aucune profession.

(a) Selon la nomenclature des PCS de 1982.

Le repérage des PCS aux deux recensements permet d'identifier les mobilités passées des individus. On distingue alors les groupes « stables » (même PCS aux deux recensements) et les « mobiles » (ceux qui étaient dans une autre PCS au recensement précédent). Pour ces derniers, on définit la mobilité passée comme ascendante ou descendante sur la base du gradient de mortalité des PCS : les mobilités sont ascendantes quand les individus viennent d'une PCS qui présente un risque de mortalité supérieur à celui de leur PCS de destination (p. ex., d'employé à cadre) ; elles sont dites descendantes dans le cas contraire.

Cette définition, utilisée dans la première étude, permet de qualifier l'ensemble des mobilités observées, sans *a priori* sur leur signification sociale (Cambois, 2004b). Si elle ne fait pas strictement référence à l'idée de promotion sociale ou de déclassement, c'est qu'il est difficile de qualifier certaines mobilités, d'autant plus qu'on ne sait pas si elles sont choisies ou subies (d'indépendants à salariés). Pour autant, beaucoup correspondent à des trajectoires bien identifiées : la promotion des ouvriers ou employés qualifiés vers des professions d'encadrement (contremaîtres ou cadres) ou les déclassements dans le cas contraire ; la « mise à son compte » de salariés (mobilités entre des employés, ouvriers ou cadres vers des professions indépendantes d'artisans ou chefs d'entreprise) ou l'entrée dans le salariat dans le cas contraire ; la sortie d'activité

(ou l'absence de promotion) pour ceux qui cumulent des caractéristiques généralement assorties d'une surmortalité, notamment la mauvaise santé (effet « travailleur en bonne santé »).

Notons enfin que dans l'EDP75 et l'EDP99, les périodes d'observation de la mobilité professionnelle diffèrent : on remonte de 1975 à 1968 pour l'EDP75, soit une période de 7 ans, et de 1999 à 1990 pour l'EDP99, soit une période de 9 ans. Remonter plus loin dans le passé des individus revient à considérer davantage de mobilités dans l'EDP99 et donc à accroître la mobilité observée par rapport à l'EDP75. Nous confronterons nos observations aux études conduites par ailleurs en France sur la mobilité professionnelle et son évolution.

3. La population de l'étude

On s'intéresse aux individus âgés de 30 à 84 ans en 1975 et en 1999. La limite d'âge inférieure est fixée à 30 ans pour limiter l'inclusion d'étudiants et anciens étudiants. La limite d'âge supérieure est liée à la restriction du RNIPP aux personnes nées après 1890.

Dans cette étude, on intègre les retraités pour accroître la taille des sous-groupes de nos échantillons et le nombre plus élevé de décès qui les caractérise. Les retraités aux deux recensements (10 % à 15 % des PCS) sont classés de fait parmi les stables de leur PCS, au même titre que les actifs stables. On masque ainsi en partie les liens entre la stabilité professionnelle des actifs et la mortalité. Mais, *a contrario*, l'inclusion des retraités permet d'éviter les effets de sélection qui opèrent, notamment avec les départs en retraite précoces liés à des difficultés à se maintenir en emploi qui ne s'appliquent pas à toutes les PCS de la même manière. Intégrer les retraités permet aussi de tenir compte des effets à long terme des expositions professionnelles d'avant la retraite. Les retraités, qui étaient majoritairement stables dans leur PCS avant la retraite (73 % des 50-60 ans actifs de l'EDP99 sont stables), contribuent pleinement à caractériser les conditions de mortalité associées. Les anciennes professions continuent d'être associées aux risques de santé durant la retraite et les inégalités de mortalité entre PCS se maintiennent aux grands âges (Cambois, 2004a ; Robert-Bobée et Cadot, 2007). Nous discuterons de ces effets en répétant les analyses pour les âges actifs uniquement.

4. Les indicateurs de mortalité

Nous mesurons la mortalité par des quotients et ratios standardisés sur l'âge (encadré 2). La standardisation indirecte utilisée pour qualifier la mortalité associée aux mobilités s'impose, compte tenu des effectifs faibles dans certains groupes. Elle présente des inconvénients car, si elle permet de comparer un groupe d'intérêt (p. ex., PCS des cadres) avec le groupe de référence (population totale), elle s'appuie sur la structure par âge du groupe d'intérêt et non de celle de la population de référence. Ainsi, la standardisation ne permet pas théoriquement de comparer directement les groupes d'intérêt entre eux (PCS des

cadres et des ouvriers), la structure de standardisation n'étant pas la même. Cette méthode permet toutefois de dresser un tableau général.

Encadré 2. Les indicateurs de mortalité

• **Quotients bruts de mortalité** : Pour un groupe de personnes donné, la probabilité annuelle de décéder, ou quotient annuel de mortalité (q_x), se calcule en rapportant la somme des décès survenus dans l'année d'observation au sein de ce groupe (d'_x), à son effectif en début d'année (S'_x). Dans cette étude, afin d'améliorer la robustesse statistique des résultats, on utilise les décès survenus dans nos échantillons sur une période plus longue, d'environ 5 ans (l'année du recensement et les 4 années qui suivent) et pour les individus groupés par tranches d'âges quinquennales (âge aux recensements de 1975 et de 1999). Pour obtenir des quotients annuels dans nos groupes, nous rapportons la somme des décès de ces 5 années à la somme des survivants chaque année. Nous n'avons pas la date de survenue des décès mais nous supposons ici qu'ils se répartissent également tout au long de la période (1/5^e du total des décès seraient survenus chaque année). Les survivants de chaque année sont estimés par l'effectif des survivants de l'année précédente auquel on soustrait 1/5^e des décès. Le calcul est effectué pour chaque PCS de 1975 et de 1999 et pour chaque groupe de mobilité.

$$(1) q_{[30-34 \text{ ans}]} = d'_{[30-34 \text{ ans}]} / \sum_{t=1975}^{1979} S'_{[30-34 \text{ ans}]} \text{ où } S'_{[30-34 \text{ ans}]} = S_{[30-34 \text{ ans}]} - d'_{[30-34 \text{ ans}]} / 5$$

• **Indicateurs standardisés** : À partir des quotients annuels des groupes d'âges, on procède à une standardisation sur l'âge pour comparer les PCS ou les mobilités, dont les structures et âges moyens sont différents. On applique une standardisation indirecte du fait de la faiblesse des effectifs et de l'absence de décès dans certains groupes d'âges et mobilités dans l'EDP. Les ratios standardisés de mortalité (*Standardized Mortality Ratio*, SMR) se calculent en comparant le nombre total de décès dans la PCS au nombre de décès attendu si la mortalité avait été celle de la population de référence. Ici, on applique $q_{[x-x+5]}^{pop}$, les probabilités de décès des groupes d'âges de la population totale (masculine ou féminine), aux survivants des PCS ou des mobilités pour obtenir le nombre total de décès attendus d' ; le nombre de décès observés dans les PCS ou mobilités est rapporté au nombre de décès attendus (2). Enfin, pour représenter les niveaux de mortalité dans les PCS en 1975 et 1999, on calcule aussi les quotients annuels standardisés q' des PCS (3).

$$(2) d'^{PCS1} = \sum_{x=[30-34]}^{[80-84]} S_x^{PCS1} * q_x^{pop}; SMR^{PCS1} = d'^{PCS1} / d'^{PCS1} \text{ et } (3) q'^{PCS1} = q_{pop} SMR^{PCS1}$$

• **Intervalle de confiance (IC)** : Les IC à 95 % des SMR se calculent sur la base des effectifs de chaque mobilité (N) et en référence à la mortalité générale. Dans le cadre de notre étude, les deux méthodes de calcul testées (Vandenbroucke, 1982) (4) et (Liddell, 1984) (5) fournissent les mêmes résultats. La comparaison des IC associés aux mobilités au sein d'une PCS permet de déterminer si la mortalité des mobiles diffère de celle des stables. Les chiffres sont fournis en annexe. Sur la figure 2 nous avons précisé quand les SMR des mobiles étaient significativement différents de ceux des stables (à 95 % et à 90 % pour interpréter plus largement les résultats).

$$(4) IC_{95\%} = \frac{(\sqrt{N} \pm 1,96 \times 0,5)^2}{d'}; (5) IC_{95\%} = \frac{d'}{d'} \left\{ 1 - \frac{1}{9d} \pm \frac{1,96}{\sqrt{9d}} \right\}^3$$

La structure par âge peut jouer sur les niveaux de surmortalité en particulier pour des groupes très exposés aux risques de mortalité quel que soit l'âge (des personnes atteintes de maladies, personnes exposées à des risques spécifiques, etc.). Leur surmortalité apparaîtra plus élevée aux âges jeunes, où le risque de mortalité de la population de référence est faible, qu'aux âges élevés où les risques moyens se distinguent un peu moins. Plus généralement, les structures par âge des PCS et des mobiles se sont modifiées au cours du temps avec l'évolution des secteurs d'activité (p. ex., vieillissement de la PCS des agriculteurs), l'évolution du marché du travail (p. ex., dispositifs en fin de carrière) ou encore l'évolution des législations (p. ex., passage de l'âge légal de départ à la retraite de 65 ans à 60 ans en 1982). Nous discuterons de ces effets en répétant certaines analyses dans différents groupes d'âges.

II. Résultats

1. Évolution des PCS et des inégalités de mortalité entre PCS

Les tableaux 1A et 1B indiquent la répartition des populations masculine et féminine selon les PCS aux recensements de 1975 et 1999 ainsi que les mobilités passées (1968-1975 et 1990-1999). Entre l'EDP75 et l'EDP99, on constate une forte baisse de la part des femmes inactives et un accroissement de la part des cadres (de 24 % des hommes de 30-84 ans dans l'EDP75 à 34 % dans l'EDP99). Pour les hommes, la PCS des inactifs est semblable dans les deux échantillons en termes de part de la population (3 % des hommes) et des mobilités qui y conduisent ; toutefois, l'âge moyen est passé de près 56 ans dans l'EDP75 à 49 ans dans l'EDP99. Chez les femmes, cette PCS est passée de 46 % à 20 % de la population et elle a légèrement vieilli. Pour les hommes comme pour les femmes, les agriculteurs sont moins présents et plus âgés dans l'EDP99.

Concernant les mobilités, les PCS sont majoritairement composées de stables. Parmi les mobilités caractéristiques des hommes, on retrouve les « mises à son compte » (des PCS cadres, employés et ouvriers vers la PCS artisans, commerçants, chefs d'entreprise). On retrouve ensuite les mobilités de déclassement, de cadres à employés ou ouvriers, ou d'employés à ouvriers, qui sont plus fréquentes dans l'EDP99 que dans l'EDP75. On retrouve enfin les promotions d'ouvriers à cadres (p. ex., contremaîtres) dont la part a peu évolué malgré l'accroissement du nombre de cadres ; c'est la part des entrées depuis l'inactivité qui a surtout augmenté⁽³⁾. Le recul d'observation des mobilités est plus long dans l'EDP99, conduisant à repérer parmi les jeunes cadres de 1999 davantage d'étudiants au recensement précédent. Mais cette augmentation peut aussi résulter de l'accès moins fréquent par promotion et plus fréquent par « entrée directe » mis au jour dans la littérature sur l'évolution des carrières.

(3) Sur les 23 795 cadres de l'EDP75, 2 638 étaient ouvriers en 1968 (soit 11 %) et 950 inactifs (soit 4 %) ; sur les 47 670 cadres de l'EDP99, 5 569 étaient ouvriers en 1990 (soit 12 %) et 3 716 inactifs (soit 8 %).

Tableau 1A. Hommes (30-84 ans) : Répartition selon les catégories et trajectoires socioprofessionnelles, âges moyens (en années) et nombre de décès (EDP75 et EDP99)

EDP75	PCS en 1975													
	Cadres		Artisans		Agriculteurs		Employés		Ouvriers		Inactifs		Total/répartition 68	
	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total
PCS en 1968	17 876	18	643	1	63	<1	845	1	748	1	260	<1	20 435	21
Cadres	481	<1	7 835	8	115	<1	213	<1	860	1	183	<1	9 687	10
Artisans	79	<1	128	<1	12 125	12	108	<1	697	1	215	<1	13 352	14
Agriculteurs	1 771	2	320	<1	72	<1	7 752	8	1 061	1	268	<1	11 244	11
Employés	2 638	3	1 378	1	734	<1	1 880	2	32 909	33	1 141	1	40 680	41
Ouvriers	950	1	141	<1	141	<1	262	<1	686	1	1 057	1	3 237	3
Inactifs	23 795	24	10 445	11	13 250	13	11 060	11	36 961	37	3 124	3	98 635	100
Total/répartition 75	1 079	14	742	10	1 294	17	983	13	2 893	38	583	8	7 574	100
Décès 1975-1979	46,6		50,7		55,4		51,5		48,1		55,7		49,6	
Âge moyen (1975)														
EDP99	PCS en 1999													
	Cadres		Artisans		Agriculteurs		Employés		Ouvriers		Inactifs		Total/répartition 90	
	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total
PCS en 1990	33 588	24	2 165	2	181	<1	2 848	2	3 008	2	750	1	42 540	31
Cadres	1 449	1	7 375	5	191	<1	428	<1	1 456	1	355	<1	11 254	6
Artisans	214	<1	215	<1	7 115	5	134	<1	820	1	157	<1	8 655	8
Agriculteurs	3 134	2	573	>1	97	<1	9 019	7	2 356	2	364	<1	15 543	11
Employés	5 569	4	2 178	2	687	<1	3 829	3	37 587	27	1 727	1	51 578	37
Ouvriers	3 716	3	330	<1	191	<1	968	1	2 159	2	1 477	1	8 841	6
Inactifs	47 670	34	12 836	9	8 462	6	17 226	12	47 386	34	4 830	3	138 411	100
Total/répartition 99	1 676	21	739	9	739	9	1 192	15	3 105	39	573	7	8 024	100
Décès 1999-2003	48,1		51,8		57,1		50,7		48,5		48,7		49,5	
Âge moyen (1999)														

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

Tableau 1B. Femmes (30-84 ans) : Répartition selon les catégories et trajectoires socioprofessionnelles, âges moyens (en années) et nombre de décès (EDP75 et EDP99)

EDP75	PCS en 1975												Total/répartition 68	
	Cadres		Artisanes		Agricultrices		Employées		Ouvrières		Inactives		N	% total
	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total		
PCS en 1968	7 330	6	89	<1	12	<1	571	<1	89	<1	737	1	8 828	8
Cadres	99	<1	3 943	3,0	65	<1	394	<1	185	<1	1 196	1	5 882	5
Artisanes	14	<1	51	<1	6 654	6	152	<1	155	<1	2 322	2	9 348	8
Agricultrices	1 293	1	463	<1	128	<1	15 051	13	904	1	3 760	3	21 599	19
Employées	178	<1	165	<1	138	<1	1 203	1	7 277	6	2 413	2	11 374	10
Ouvrières	1 201	1	1 537	1	2 692	2	6 403	6	3 844	3	41 649	36	57 326	50
Inactives	10 115	9	6 248	5	9 689	8	23 774	21	12 454	11	52 077	46	114 357	100
Total/répartition 75	286	5	357	6	741	12	955	16	765	13	2 845	48	5 949	100
Décès 1975-1979	47,0		55,2		58,5		50,0		54,6		51,7		52,0	
Âge moyen (1975)														
EDP99	PCS en 1999												Total/répartition 90	
	Cadres		Artisanes		Agricultrices		Employées		Ouvrières		Inactives		N	% total
	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total	N	% total		
PCS en 1990	21 960	14	625	<1	76	<1	3 723	2	504	<1	1 715	1	28 603	18
Cadres	515	<1	3 327	2	109	<1	1 340	1	427	<1	911	1	6 629	4
Artisanes	133	<1	136	<1	4 509	3	432	<1	616	<1	950	1	6 776	4
Agricultrices	6 343	4	1 328	1	287	<1	38 961	25	3 091	2	5 495	3	55 505	35
Employées	823	1	367	<1	240	<1	4 042	3	9 757	6	2 156	1	17 386	11
Ouvrières	4 684	3	1 150	1	1 246	1	10 555	7	4 097	3	20 430	13	42 162	27
Inactives	34 458	22	6 933	4	6 467	4	59 053	38	18 492	12	31 657	20	157 061	100
Total/répartition 99	578	11	286	5	425	8	1 660	31	957	18	1 469	27	5 375	100
Décès 1999-2003	46,4		55,6		62,7		49,7		54,8		52,7		51,0	
Âge moyen (1999)														

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

Chez les femmes, la diminution massive de la catégorie des inactives a induit un gonflement des PCS cadres et employées et une plus grande variété des carrières conduisant à la PCS cadres dans l'EDP99 : contrairement à ce qu'on observe pour les hommes, les promotions depuis d'autres catégories, en particulier celles des employées, ont augmenté autant que les entrées directes depuis l'inactivité.

Mortalité différentielle

Entre 1975 et 1999, les quotients annuels de mortalité des 30-84 ans ont diminué dans toutes les PCS, mais de manière différente. Une fois standardisés sur l'âge, seuls les quotients des catégories les plus nombreuses présentent une diminution significative (tableau 2) : hommes et femmes cadres, hommes ouvriers, femmes employées et inactives. Ce sont les cadres, déjà les plus favorisés en 1975, qui ont connu la diminution relative la plus importante (– 39 % du quotient standardisé initial chez les femmes et – 30 % chez les hommes) au regard de la diminution relative du quotient de mortalité de la population (– 35 % chez les femmes et – 25 % chez les hommes). Les ouvrières ou les inactifs ont connu à l'inverse une évolution relative moins favorable que la moyenne.

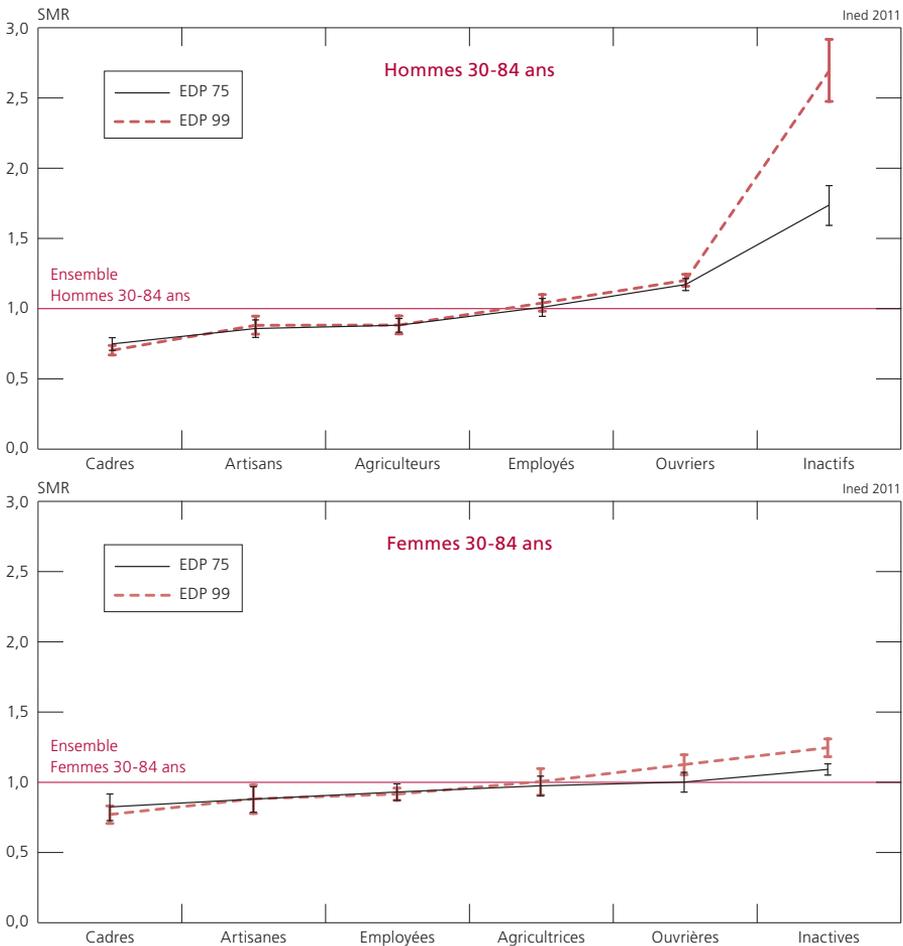
Tableau 2. Quotients annuels de mortalité standardisés sur l'âge (p. 100) selon la PCS en 1975 et en 1999 (q'), évolution ($\Delta q'$) et différence relative avec les cadres

	EDP75		EDP99		Évolution de q' entre 1975 et 1999 ^(b)		Différence relative avec les cadres (%) ^(c)	
	q'	IC ^(a)	q'	IC ^(a)	$\Delta q'$	$\Delta q' (\%)$	1975	1999
Hommes								
Cadres	1,18	[1,04-1,33]	0,83	[0,75-0,92]	– 0,35*	– 30	–	–
Agriculteurs	1,36	[1,16-1,55]	1,04	[0,83-1,26]	– 0,32	– 24	+ 15	+ 25
Artisans	1,39	[1,16-1,63]	1,05	[0,86-1,23]	– 0,34	– 24	+ 18	+ 25
Employés	1,59	[1,36-1,83]	1,23	[1,06-1,40]	– 0,36	– 23	+ 35	+ 48
Ouvriers	1,85	[1,72-1,98]	1,42	[1,32-1,52]	– 0,43*	– 23	+ 57	+ 71
Inactifs	2,74	[2,18-3,30]	3,17	[2,81-3,54]	+ 0,43	+ 16	+ 132	+ 282
Ensemble	1,58	[1,51-1,66]	1,19	[1,13-1,24]	– 0,39*	– 25	+ 34	+ 42
Femmes								
Cadres	0,87	[0,68-1,06]	0,53	[0,45-0,61]	– 0,34*	– 39	–	–
Agricultrices	0,93	[0,73-1,12]	0,61	[0,42-0,79]	– 0,32	– 34	+ 7	+ 15
Artisanes	1,03	[0,77-1,29]	0,69	[0,49-0,89]	– 0,34	– 33	+ 18	+ 30
Employées	0,98	[0,85-1,11]	0,63	[0,57-0,70]	– 0,35*	– 36	+ 13	+ 19
Ouvrières	1,06	[0,87-1,25]	0,78	[0,65-0,91]	– 0,28	– 26	+ 22	+ 47
Inactives	1,15	[1,07-1,24]	0,86	[0,77-0,95]	– 0,29*	– 25	+ 32	+ 62
Ensemble	1,06	[1,00-1,12]	0,69	[0,65-0,74]	– 0,37*	– 35	+ 22	+ 30

(a) Intervalles de confiance à 95 %.
 (b) Évolution du quotient standardisé : $\Delta q' = (q'_{1999} - q'_{1975})$ et $\Delta q' (\%) = (q'_{1999} - q'_{1975}) / q'_{1975}$
 (c) Différence relative du quotient standardisé des cadres et celui des autres catégories : $(q'_i - q'_{\text{cadres}}) / q'_{\text{cadres}}$
 * Évolution significative à 95 %
Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

Ainsi, en termes de surmortalité par rapport à la moyenne (SMR), comme l'illustre la figure 2, le gradient s'est étendu chez les hommes sous l'effet de la légère diminution pour les cadres à une extrémité (de 0,8 à 0,7) et, à l'autre extrémité, d'une augmentation légère pour les ouvriers et importante pour les inactifs (de 1,7 à 2,7). Chez les femmes, la tendance est similaire, avec une augmentation du SMR des ouvrières un peu plus marquée que chez les hommes. Hors inactifs, le gradient des SMR prononcé des hommes a peu évolué et celui des femmes s'en est rapproché, avec les positions inversées des employés et des agricultrices sur ces gradients.

Figure 2. SMR selon la PCS dans l'EDP75 et l'EDP99. Hommes et femmes (30-84 ans), décès survenus dans les périodes 1975-1979 et 1999-2003



Lecture : Le SMR associé à la PCS des inactifs chez les hommes était de 1,73 dans l'EDP75 et 2,67 dans l'EDP99. Les chiffres sont fournis dans les tableaux en annexe.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

2. Évolution des liens entre carrière et mortalité chez les hommes

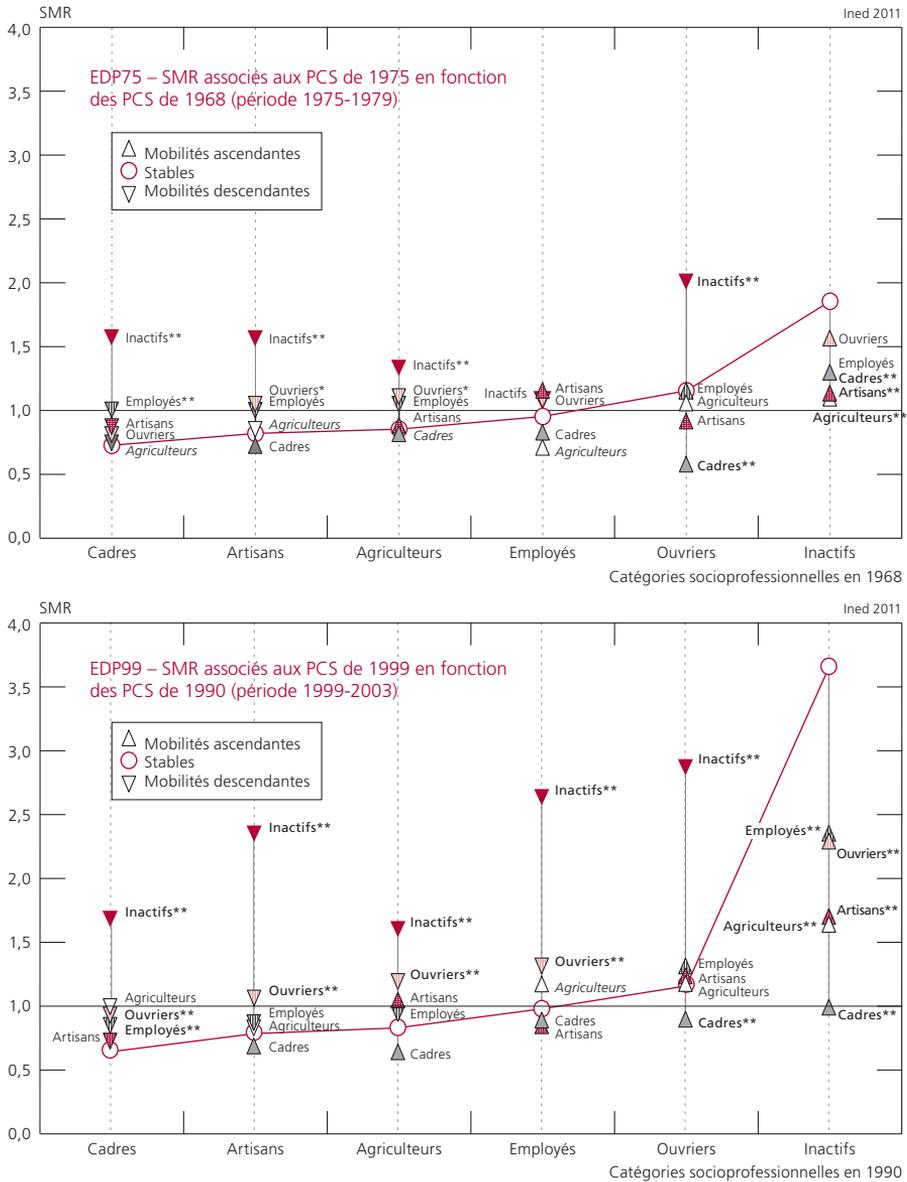
Les SMR associés aux mobilités professionnelles ont évolué au cours de la période comme l'illustrent les figures 3A pour les hommes et 3B pour les femmes (détail des chiffres en annexe). Pour les hommes, on constate un accroissement massif de la surmortalité des inactifs stables (SMR proche de 1,9 dans l'EDP75 et de 3,7 dans l'EDP99) et de la plupart des inactifs qui étaient dans une autre PCS auparavant. De même, mais dans une moindre mesure, les ouvriers venus d'une autre PCS présentent une surmortalité plus marquée dans l'EDP99, notamment pour ceux qui étaient anciennement employés (1,1 dans l'EDP75 et 1,3 dans l'EDP99). Pour les cadres, les SMR des stables, des anciens indépendants et des anciens inactifs sont légèrement plus faibles dans l'EDP99 que dans l'EDP75 (différence non significative). Les mobilités depuis l'inactivité présentent des SMR plus dispersés dans l'EDP99 et en augmentation, excepté pour ceux devenus cadres.

Dans l'EDP99 comme dans l'EDP75, les SMR des hommes stables dessinent une ligne séparant les SMR plus élevés des mobiles descendants et les SMR moins élevés des mobiles ascendants. Les SMR des mobiles se situent presque systématiquement entre le SMR des stables de la PCS qu'ils ont quittée et de la PCS qu'ils ont rejointe ; ils sont plus proches de ce dernier. Seule exception dans l'EDP99, les trajectoires entre les PCS employés et ouvriers, quel que soit le sens de la mobilité, s'accompagnent d'une surmortalité équivalente (SMR = 1,3), plus élevée que celle des employés stables (SMR = 1,0) et proche de celle des ouvriers stables (SMR = 1,2).

3. Une évolution notable pour les femmes

La figure 3B montre un léger creusement du gradient des SMR des stables : il va de 0,8 pour les cadres stables à 1,1 pour les inactives stables dans l'EDP75, et respectivement de 0,7 à 1,2 dans l'EDP99. On constate l'émergence d'une surmortalité significative pour certaines mobilités descendantes : les employées ou ouvrières anciennement cadres ou indépendantes ; les femmes qui ont rejoint l'inactivité (excepté les anciennes indépendantes). Contrairement à ce qu'on observe chez les hommes, les SMR associés à ces mobilités descendantes sont plus élevés que les SMR des stables des PCS d'origine et de destination. Par ailleurs, on note que le SMR des indépendantes (artisanes...) devenues inactives est proche de celui des stables chez les femmes, alors qu'il est bien plus élevé chez les hommes. Les SMR associés aux mobilités ascendantes ne se distinguent généralement pas des SMR des stables à l'origine (sauf pour les mobiles anciennement inactives qui présentent une sous-mortalité).

Figure 3A. SMR des hommes selon les mobilités passées, en référence au risque de la population masculine (30-84 ans)

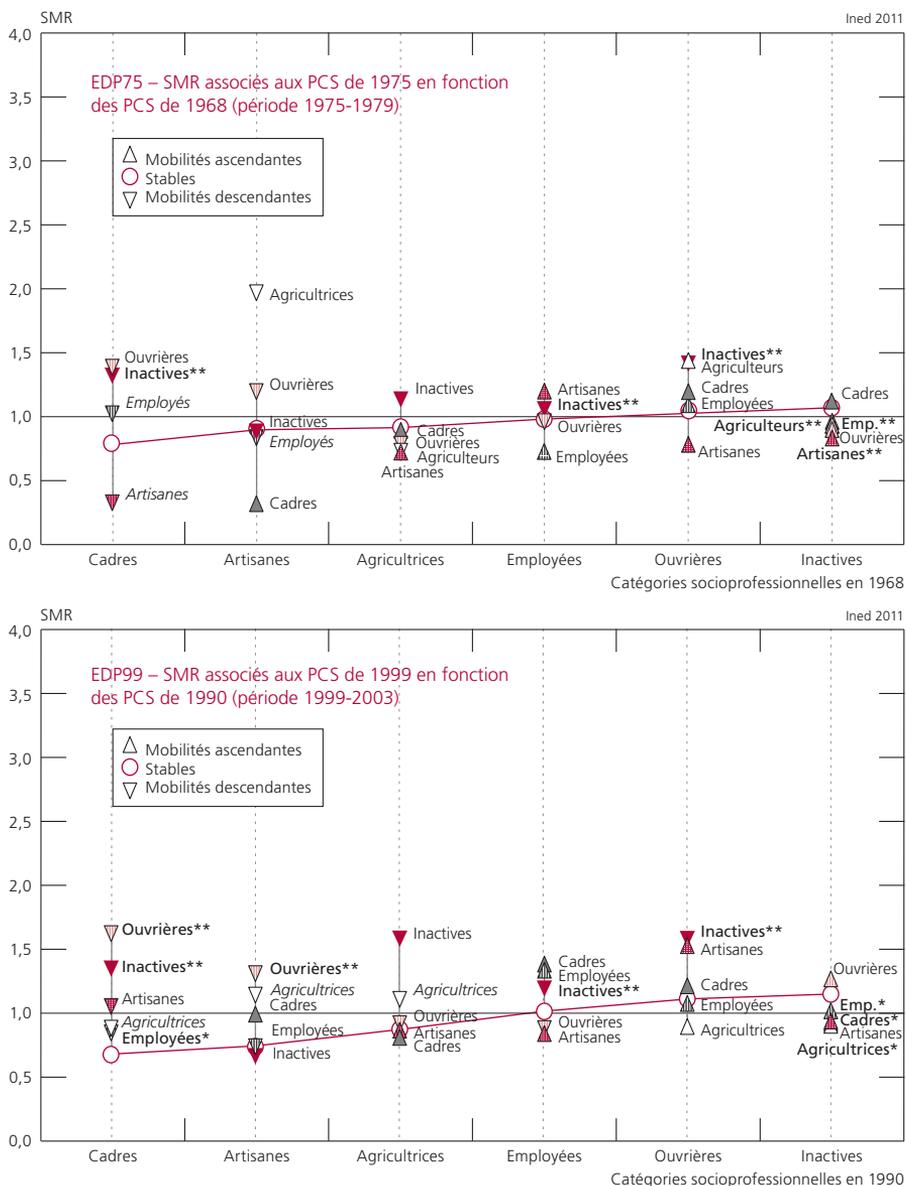


Note : Sur le graphique du haut, chaque point correspond au SMR associé au statut PCS de 1975 classé selon la PCS de 1968 mise en abscisse (chiffres en annexe). La mortalité de référence étant celle de la population, cette représentation permet de comparer les SMR des mobiles au sein de la PCS à l'origine (sur l'axe des ordonnées) et à destination. Les SMR **en gras** sont ceux pour lesquels l'intervalle de confiance ne chevauche pas celui du groupe des stables de la PCS d'origine (** à 95 % ; * à 90 %) ; *en italique* les trajectoires à faibles effectifs.

Lecture : Les hommes inactifs en 1975 qui étaient cadres en 1968 ont un SMR de 1,6 ; les inactifs anciennement ouvriers ont un SMR égal à 2.

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

Figure 3B. SMR des femmes selon les mobilités passées, en référence au risque de la population féminine (30-84 ans)



Note : Sur le graphique du haut, chaque point correspond au SMR associé au statut PCS de 1975 classé selon la PCS de 1968 mise en abscisse (chiffres en annexe). La mortalité de référence étant celle de la population, cette représentation permet de comparer les SMR des mobiles au sein de la PCS à l'origine (sur l'axe des ordonnées) et à destination. Les SMR **en gras** sont ceux pour lesquels l'intervalle de confiance ne chevauche pas celui du groupe des stables de la PCS d'origine (** à 95 % ; * à 90 %) ; *en italique* les trajectoires à faibles effectifs.

Lecture : Les femmes inactives en 1975 qui étaient cadres en 1968 ont une surmortalité significativement différente (SMR = 1,3) par rapport à la population totale (SMR = 1) et aux cadres stables (SMR = 0,8).

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

4. Une transformation de la catégorie des inactifs chez les hommes

Au vu de l'évolution du SMR des mobilités vers l'inactivité (voir annexe), et de l'abaissement de l'âge moyen de cette catégorie, nous avons mené une exploration par groupe d'âges. La mobilité des inactifs anciennement dans une autre PCS (et qui ne se déclarent pas retraités) est moins fréquente chez les plus âgés dans l'EDP99 que dans l'EDP75, alors que la période d'observation s'est accrue : cette mobilité concerne 4 % des hommes de 60-69 ans (ceux qui étaient dans leur cinquantaine au recensement précédent) dans l'EDP75 et 2 % dans l'EDP99. On trouve les mêmes proportions parmi les 70-84 ans. À l'inverse, elle est devenue plus fréquente chez les 50-60 ans (ceux qui étaient dans leur quarantaine au recensement précédent) : elle concerne 2 % des hommes de ces âges dans l'EDP75 et 4,7 % dans l'EDP99. Parallèlement, le SMR des inactifs s'est accru de 2,9 à 3,8 pour les 50-60 ans et de 1,6 à 2,1 pour les 60-70 ans. On ne constate pas de changement de la surmortalité chez les plus âgés ($SMR_{70-84} = 1,4$). Par ailleurs, le SMR des stables inactifs est plus élevé que celui des mobiles devenus inactifs et il a augmenté dans tous les groupes d'âges. Au total, la PCS des inactifs de l'EDP99 est composée d'hommes plus jeunes dont la surmortalité, plus marquée que celle des plus âgés, est en augmentation, qu'ils aient été inactifs aux deux recensements ou qu'ils le soient devenus.

III. Discussion

1. Des inégalités qui ont tendance à se creuser au sein des PCS

La mortalité diminue dans presque toutes les PCS. Hormis les inactifs, on constate une tendance à la baisse de la mortalité plus favorable que celle de la population totale pour les cadres, et moins favorable pour les ouvriers, notamment pour les femmes : les écarts se sont légèrement accrus entre cadres et ouvriers et les gradients de mortalité masculin et féminin se sont nettement rapprochés. Quant aux inactifs, leur quotient standardisé de mortalité ne s'est pas abaissé chez les hommes (augmentation non significative) et présente la diminution la plus faible chez les femmes : la surmortalité des inactifs s'est ainsi encore accrue, et de manière massive pour les hommes.

Les inactifs, le passage à l'inactivité et les risques de mortalité associés

La dégradation de la situation relative des inactifs, repérée dans plusieurs études (Leclerc *et al.*, 2006 ; Monteil et Robert-Bobée, 2005), peut s'expliquer de différentes manières. D'abord, la marge de gain possible sur la mortalité est probablement moins grande dans cette population caractérisée par sa mauvaise santé que dans le reste de la population. Ensuite, le passage à l'inactivité peut, en lui-même, induire une dégradation des conditions de vie et accroître les risques de santé : pertes de revenus, du réseau social, de la protection médicale, etc. Ces effets peuvent en outre être renforcés en période de difficultés économiques durant lesquelles ces groupes de population sont plus vulnérables,

conduisant à un accroissement des risques de santé associés à ces sorties d'activité (Bartley et Owen, 1996 ; Khlata *et al.*, 2004). Enfin, dans les périodes économiques difficiles, il se peut que l'effet de sélection des actifs soit plus fort, excluant un peu plus de l'activité des personnes présentant des caractéristiques défavorables (mauvaise santé, chômage, faible qualification, etc.) et accroissant de ce fait la distinction entre actifs et inactifs (Sermet et Khlata, 2004).

Le niveau de mortalité de la PCS des inactives reste sans commune mesure avec celle des inactifs, encore bien plus sélectionnés (3 % de la population masculine vs 20 % de la population féminine en 1999). En France, les hommes sont ou deviennent inactifs souvent pour raison de santé, c'est l'effet « travailleur en bonne santé » (Barnay, 2009 ; Jusot *et al.*, 2008). Une partie des inactives le sont ou le deviennent pour d'autres raisons, notamment des raisons familiales (Pailhé et Solaz, 2007 et 2008) ce qui ne correspond pas nécessairement à une situation socioéconomique critique. On constate toutefois que le SMR des inactives s'est accru entre l'EDP75 et l'EDP99. Cette surmortalité émergente indique probablement que l'effet « travailleur en bonne santé » s'applique dorénavant plus largement à la population féminine, alors que les femmes sont plus fréquemment qu'avant sur le marché du travail.

Mobilité entre PCS et mortalité

On retrouve la corrélation entre mobilité professionnelle et mortalité dans l'EDP75 et l'EDP99. Pour les hommes, ces liens sont confirmés, voire renforcés pour l'inactivité mais aussi pour quelques mobilités descendantes (p. ex., les ouvriers venus d'autres PCS). Le gradient des SMR des mobiles s'est étendu, restant toutefois contenu dans le gradient des PCS ; les mobiles affichent encore dans l'EDP99 un risque compris entre les risques moyens d'origine et de destination (le *gradient contraint* évoqué par Blane au sujet de données britanniques ; Blane *et al.*, 1999).

Pour les femmes, les liens entre mortalité et mobilité se sont affirmés. Les mobilités descendantes s'accompagnent d'une surmortalité en augmentation et qui déborde largement le gradient décrit par les PCS dans l'EDP99. Les mobilités descendantes des femmes pourraient être plus souvent qu'auparavant déterminées par des critères liés aux risques de mortalité (mauvaise santé, faibles qualifications...), comme c'est déjà le cas chez les hommes. En conséquence, ces groupes se distinguent nettement du reste des catégories, aboutissant à ce qu'une étude nommait un effet de sélection « renforcé » (Claussen *et al.*, 2005). L'émergence d'un effet « travailleur en bonne santé » dans la population féminine va donc de pair avec l'émergence d'une surmortalité associée aux mobilités de déclassement.

En revanche, les SMR des mobilités ascendantes ne se distinguent pas de la moyenne chez les femmes (excepté pour les anciennes inactives). De même, certaines mobilités très marquées par la surmortalité chez les hommes, ne le sont pas chez les femmes : c'est notamment le cas du passage des PCS d'indépendantes vers l'inactivité. Comme évoqué plus tôt, les carrières féminines

restent liées à la vie familiale au-delà de leurs caractéristiques individuelles (Sédillot et Walraët, 2003), notamment pour le passage des professions indépendantes vers le salariat ou vers l'inactivité (Toulemon, 1998). Toutefois, malgré ces spécificités résiduelles, notre étude montre que les différences hommes/femmes, dans les liens entre PCS, mobilité et mortalité, ont tendance à s'atténuer avec l'effondrement de l'inactivité féminine (de 46 % dans l'EDP75 à 20 % dans l'EDP99). Même si les niveaux de mortalité masculins et féminins restent très différents, on a montré que le gradient socioprofessionnel des SMR des femmes s'est nettement rapproché de celui des hommes (hors PCS des inactifs).

2. L'évolution des liens entre PCS, mobilités et mortalité

On peut interpréter une partie de l'évolution de la mortalité des PCS par la modification des carrières qui y conduisent et des niveaux de mortalité associés à ces mobilités. Le SMR des hommes cadres diminue légèrement alors que l'accès à cette PCS par « promotion » (depuis d'autres PCS) est davantage concurrencé par l'accès direct depuis l'inactivité (jeunes diplômés) en 1999. Cette modification est due à l'allongement de la période d'observation des mobilités dans l'EDP99. Toutefois, elle correspond aussi à une évolution structurelle de la PCS des cadres, qui recrute moins qu'auparavant parmi les employés ou les ouvriers chez les hommes (Chapoulie, 2000 ; Chenu, 1998 ; Galland et Rouault, 1998). Cette modification peut expliquer que le risque de mortalité des cadres soit encore un peu plus tiré vers le bas.

De même, une partie de l'augmentation massive du SMR des hommes inactifs peut se lire à la lumière des effets de composition. La PCS des inactifs chez les hommes représente la même proportion de la population, en revanche elle est composée davantage de jeunes qui ont une surmortalité plus marquée que les plus âgés. Entre nos deux périodes d'étude, l'âge légal de la retraite est passé de 65 ans à 60 ans et des dispositifs de départ anticipé ou progressif ont été mis en place. Ce changement a permis à des actifs sexagénaires ne pouvant plus travailler d'accéder au statut de retraités de leur profession (et donc rester dans leur PCS), plutôt que de devenir inactifs (Burrinand et Roth, 2000). Le groupe des inactifs de 1999 est donc constitué d'inactifs stables (en moindre proportion) dont la surmortalité s'est élevée, et de mobiles entrants un peu plus jeunes que dans l'EDP75 caractérisés par une surmortalité, plus importante que celle des plus âgés et plus élevée dans l'EDP99. L'accroissement du SMR des inactifs est ainsi le résultat de la combinaison d'une surmortalité plus marquée dans certains groupes et de l'augmentation de ces groupes dans la composition de la catégorie.

La baisse de l'âge légal de départ à la retraite a aussi joué, en miroir, sur les niveaux de mortalité des autres PCS. Cela revient en effet à intégrer davantage de 60-65 ans en mauvaise santé en tant que retraités ou préretraités, et donc à accroître légèrement les risques moyens de mortalité de ces PCS, limitant

les gains sur la mortalité dans les groupes stables. Ce constat met en lumière l'importance d'appréhender la mesure des inégalités de manière globale, de façon concomitante aux évolutions sociales.

L'accroissement du SMR des ouvriers et ouvrières est donc lié à un léger accroissement du SMR des stables, en partie par les effets énoncés ci-dessus (période économique moins favorable pour ces professions, inclusion des retraités et pré-retraités malades) et à des modifications des carrières et conditions de travail qui peuvent jouer sur la santé. On observe aussi un accroissement du SMR de ceux qui ont rejoint cette PCS lors de mobilités descendantes, en particulier depuis la PCS des employés. Ce constat va dans le sens d'une frontière moins marquée entre les professions non qualifiées des PCS d'ouvriers et d'employés (Chardon, 2001). On voit là encore un effet de sélection renforcé, lié à des mobilités plus fréquentes des moins qualifiés parmi les personnes de ces deux PCS, plus exposées aux risques de santé.

3. Sélection et exposition pour les mobilités entre PCS

Nos résultats montrent que l'effet « travailleur en bonne santé » s'accompagne d'un effet « promu en bonne santé » chez les hommes. L'ascenseur socioprofessionnel semble sélectionner davantage ceux qui ont des caractéristiques proches de celles des individus qu'ils rejoignent, à la fois sociales et liées à la santé, comme le montrent différentes études récentes (Cardano *et al.*, 2004 ; Hemmingsson et Lundberg, 2005 ; Jusot *et al.*, 2008 ; Khlat *et al.*, 2004 ; Melchior *et al.*, 2006 ; Melchior *et al.*, 2005 ; Mesrine, 2000 ; Ribet *et al.*, 2003 ; Saurel-Cubizolles *et al.*, 2001). Les trajectoires de déclassement sont associées à une surmortalité pour les deux sexes, de même que l'absence de promotion pour les hommes (par rapport aux promus). D'une part, la mauvaise santé peut gêner les chances de promotion ou engendrer un parcours professionnel instable, source de déclassement. D'autre part, les caractéristiques et situations sociales liées à ces trajectoires (moindre qualification, chômage...) sont associées à des risques de santé plus importants.

Outre l'effet de sélection, le lien entre les mobilités et la mortalité s'explique aussi par les expositions dans les différents environnements professionnels et sociaux traversés au cours des carrières. Ces expositions peuvent marquer sur le long terme la santé des personnes, comme le montrent les approches biographiques (Bartley et Plewis, 2002 ; Davey Smith *et al.*, 1997 ; Holland *et al.*, 2000 ; Kuh et Ben Sholmo, 1997 ; Pavalko *et al.*, 1993).

De nombreux travaux ont surtout mis en évidence la coexistence des effets de sélection et d'exposition, avec des ampleurs variables, notamment récemment (Cardano *et al.*, 2004 ; Hemmingsson et Lundberg, 2005 ; Jusot *et al.*, 2008 ; Melchior *et al.*, 2006 ; Ribet *et al.*, 2003). L'absence de données sur la santé et sur les dates des changements de catégories limite les possibilités de mesurer ces phénomènes dans cette étude. Nos résultats montrent toutefois que les SMR des hommes mobiles se situent entre ceux des stables de la PCS d'origine

et des stables de la PCS qu'ils rejoignent, suggérant un impact des contextes professionnels et sociaux associés aux PCS à l'origine puis à destination, venant moduler les risques de ceux qui les ont traversés.

4. Limites de l'étude

Nous avons souligné le fait que la période d'observation des mobilités n'est pas la même dans les deux échantillons, augmentant la fréquence des mobilités observées. Il n'est pas possible d'évaluer l'ampleur de cet effet et son impact sur les liens entre mobilité et mortalité. On a toutefois constaté que les tendances correspondent bien à des évolutions réelles de la population active mise au jour par différentes études.

Une autre limite de cette étude est l'inclusion de personnes âgées, déjà retraitées au premier recensement et considérées comme stables. Or cette stabilité n'est pas comparable à celle des actifs de ces PCS. Nous avons répété les analyses en réduisant la population de l'étude aux âges 30-69 ans pour limiter l'inclusion de retraités aux deux recensements et constater les différences avec l'analyse sur les 30-84 ans. Les résultats sont similaires mais les groupes d'agriculteurs/agricultrices, d'inactifs, d'employés ou d'ouvrières présentent une surmortalité bien plus prononcée par rapport à la moyenne. Ce constat pourrait révéler des sur-risques plus marqués chez les plus jeunes de ces PCS, comme suggéré plus tôt au sujet des inactifs : la mortalité prématurée est d'ailleurs bien plus forte que la moyenne dans les professions manuelles et/ou peu qualifiées (Leclerc *et al.*, 2006). Mais les intervalles de confiance sont très larges et peu de trajectoires présentent des SMR significatifs.

Avec ces données, il n'est pas possible d'explicitier plus avant pourquoi les risques de mortalité sont liés à la nature des mobilités, en l'absence d'information sur des mobilités intercentraires et sur les durées d'exposition dans les différentes PCS. Ces données ne permettent pas d'affiner les analyses en termes de conditions de travail ou encore d'état de santé, informations qui ne sont pas présentes dans les recensements. L'analyse des causes de décès serait à cet égard intéressante, mais une étude exploratoire pour poursuivre dans cette voie nous indiquait des difficultés d'analyse liées au trop faible nombre de décès stratifiés par cause dans les groupes de mobilité.

De même, du fait des faibles nombres de décès de certains groupes, notre approche ne permet pas de distinguer des catégories plus homogènes au sein des PCS, pour mieux spécifier les liens entre mobilité et mortalité (p. ex., cadres supérieurs vs professions intermédiaires ; ouvriers et employés qualifiés vs non qualifiés). Il serait de fait intéressant de compléter ce travail par des analyses de certaines caractéristiques, telles que le niveau de qualification ou d'instruction ou le fait d'être au chômage, qui ont une influence d'une part sur les parcours professionnels (Amossé, 2003 ; Amossé et Gollac, 2008 ; Chapoulie, 2000 ; Monso, 2006) et d'autre part sur les risques de santé (Cambois, 2004a ; Davey Smith *et al.*, 1998 ; Huisman *et al.*, 2005 ; Mejer et Robert-Bobée, 2003 ;

Walters *et al.*, 2002). La mise en évidence d'un effet de sélection sur ces caractéristiques apporterait un éclairage sur les mécanismes qui aboutissent à ces résultats, même si ce type d'analyse est complexe tant les définitions et les représentations de ces caractéristiques évoluent aussi au cours du temps, comme le niveau moyen d'instruction (Cambois, 2004a). Il est donc difficile d'interpréter l'évolution du rôle de caractéristiques sociodémographiques dans les liens entre PCS et mortalité.

L'approche basée sur l'EDP a donc des limites, mais elle présente aussi des atouts importants. Elle offre une vision des effets à long terme, basée sur l'ensemble de la population et sur toutes les situations et mobilités professionnelles (salariées et indépendantes, promotions et déclassements, entrées et sorties d'activité). Elle a permis de procéder à des analyses d'évolution de la mortalité et des inégalités en observant les modifications structurelles concomitantes.

Conclusion

Notre étude a mis en évidence une évolution des liens entre PCS, mobilités et mortalité au cours du temps, notamment dans la population féminine où les disparités de mortalité au sein des PCS se sont affirmées. Pour les hommes et les femmes, la mortalité n'est pas seulement liée aux PCS mais aussi aux trajectoires qui y conduisent. Dans le contexte d'allongement de l'espérance de vie et de questionnements sur les conditions de départ à la retraite, cette étude souligne le poids de la carrière passée dans les risques de santé et de mortalité.

Au vu de ces résultats, on suppose notamment que les dispositifs sociaux facilitant les mobilités ascendantes (formation continue, réorientations) ou ceux visant à protéger la santé des personnes, en particulier en fin de carrière, sont à même d'avoir modifié, ou de modifier à l'avenir la nature des trajectoires professionnelles et leur lien avec les risques de santé.

Par ailleurs les modifications structurelles des PCS, et des profils des mobiles et des stables qui les composent, participent à l'évolution du gradient de mortalité, confirmant l'importance de considérer les inégalités de mortalité à la lumière de l'évolution du contexte social et économique.

Financement : Étude réalisée dans le cadre d'un appel à projet de l'Institut de recherche en santé publique (IResP, *Inégalités sociales de santé*, 2005-2007).

ANNEXE

SMR des hommes associés aux mobilités entre PCS en référence au risque de la population masculine (30-84 ans) et intervalles de confiance (95 %)

EDP75 : Mortalité sur la période 1975-1979 associée aux PCS de 1968 et 1975

PCS en 1968	PCS en 1975						
	Cadres	Artisans	Agriculteurs	Employés	Ouvriers	Inactifs	Total 68
Cadres	0,74 [0,69-0,79]	0,89 [0,59-1,24]	0,76 [0,20-1,68]	1,02 [0,81-1,25]	0,82 [0,59-1,09]	1,58 [1,18-2,04]	0,78 [0,74-0,83]
Artisans	0,74 [0,48-1,05]	0,83 [0,77-0,90]	0,86 [0,44-1,42]	1,01 [0,59-1,55]	1,06 [0,83-1,32]	1,57 [1,11-2,11]	0,87 [0,81-0,93]
Agriculteurs	0,83 [0,30-1,63]	0,90 [0,50-1,41]	0,87 [0,82-0,92]	1,06 [0,55-1,75]	1,12 [0,85-1,43]	1,34 [0,96-1,79]	0,89 [0,84-0,94]
Employés	0,84 [0,66-1,05]	1,17 [0,73-1,71]	0,72 [0,29-1,36]	0,97 [0,90-1,04]	1,09 [0,87-1,34]	1,09 [0,79-1,43]	0,97 [0,91-1,04]
Ouvriers	0,59 [0,44-0,77]	0,93 [0,69-1,21]	1,07 [0,84-1,32]	1,16 [0,98-1,37]	1,17 [1,12-1,21]	2,01 [1,77-2,28]	1,18 [1,14-1,22]
Inactifs	1,15 [0,80-1,56]	1,11 [0,68-1,65]	1,11 [0,73-1,57]	1,31 [0,94-1,75]	1,58 [1,32-1,85]	1,86 [1,59-2,16]	1,52 [1,38-1,67]
Total 75	0,75 [0,70-0,79]	0,86 [0,80-0,92]	0,88 [0,83-0,93]	1,01 [0,94-1,07]	1,17 [1,12-1,21]	1,73 [1,59-1,87]	1,00

En italique, les trajectoires comprenant peu d'individus (< 100 individus) ou peu de décès (< 20 décès).

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

EDP99 : Mortalité sur la période 1999-2003 associée aux PCS de 1990 et 1999

PCS en 1990	PCS en 1999						
	Cadres	Artisans	Agriculteurs	Employés	Ouvriers	Inactifs	Total 90
Cadres	0,66 [0,62-0,70]	0,74 [0,59-0,91]	1,01 [0,55-1,61]	0,85 [0,74-0,98]	0,94 [0,82-1,08]	1,68 [1,30-2,10]	0,73 [0,69-0,76]
Artisans	0,68 [0,53-0,85]	0,81 [0,73-0,89]	0,85 [0,50-1,31]	0,86 [0,57-1,22]	1,08 [0,88-1,29]	2,35 [1,69-3,13]	0,86 [0,80-0,93]
Agriculteurs	0,63 [0,35-0,99]	1,03 [0,64-1,50]	0,84 [0,77-0,91]	0,96 [0,55-1,49]	1,20 [0,99-1,43]	1,61 [1,03-2,31]	0,89 [0,83-0,95]
Employés	0,87 [0,74-1,02]	0,86 [0,61-1,15]	1,18 [0,67-1,83]	0,99 [0,91-1,07]	1,32 [1,15-1,50]	2,64 [1,97-3,42]	1,05 [0,99-1,11]
Ouvriers	0,89 [0,77-1,01]	1,22 [1,03-1,42]	1,20 [0,94-1,49]	1,30 [1,15-1,46]	1,18 [1,13-1,22]	2,88 [2,51-3,27]	1,21 [1,17-1,26]
Inactifs	0,99 [0,72-1,31]	1,65 [0,97-2,50]	1,69 [0,94-2,65]	2,36 [1,69-3,13]	2,29 [1,97-2,63]	3,67 [3,14-4,23]	2,28 [2,07-2,49]
Total 99	0,70 [0,67-0,74]	0,88 [0,82-0,94]	0,88 [0,82-0,95]	1,04 [0,98-1,10]	1,20 [1,15-1,24]	2,67 [2,46-2,90]	1,00

En italique, les trajectoires comprenant peu d'individus (< 100 individus) ou peu de décès (< 20 décès).

Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

SMR des femmes associés aux mobilités entre PCS en référence au risque de la population féminine (30-84 ans) et intervalles de confiance (95 %)
EDP75 : Mortalité sur la période 1975-1979 associée aux PCS de 1968 et 1975

PCS en 1968	PCS en 1975						
	Cadres	Artisanes	Agricultrices	Employées	Ouvrières	Inactives	Total 68
Cadres	0,78 [0,68-0,89]	*	*	1,01 [0,67-1,43]	1,38 [0,50-2,70]	1,32 [0,91-1,80]	0,84 [0,75-0,94]
Artisanes	*	0,89 [0,79-1,01]	1,97 [0,98-3,30]	0,85 [0,44-1,41]	1,19 [0,69-1,83]	0,90 [0,70-1,12]	0,91 [0,82-1,01]
Agricultrices	*	1,09 [0,28-2,41]	0,98 [0,89-1,07]	0,71 [0,25-1,39]	0,98 [0,49-1,65]	1,04 [0,88-1,21]	0,99 [0,91-1,06]
Employées	0,90 [0,60-1,26]	0,83 [0,46-1,31]	0,84 [0,40-1,44]	0,91 [0,84-0,98]	0,86 [0,62-1,14]	1,14 [0,99-1,30]	0,95 [0,89-1,01]
Ouvrières	1,17 [0,42-2,29]	0,78 [0,33-1,42]	1,39 [0,80-2,12]	1,06 [0,80-1,36]	1,02 [0,93-1,12]	1,37 [1,19-1,57]	1,10 [1,03-1,18]
Inactives	1,09 [0,76-1,49]	0,84 [0,67-1,04]	0,91 [0,78-1,04]	0,93 [0,82-1,05]	0,94 [0,82-1,07]	1,07 [1,02-1,11]	1,03 [0,99-1,06]
Total 75	0,82 [0,73-0,92]	0,87 [0,79-0,97]	0,97 [0,90-1,04]	0,92 [0,87-0,98]	0,99 [0,93-1,07]	1,08 [1,05-1,13]	1,00

En italique, les trajectoires comprenant peu d'individus (< 100 individus) ou peu de décès (< 20 décès).
 * Effectifs insuffisants (< 10 décès).
Source : Échantillon démographique permanent, Insee.

EDP99 : Mortalité sur la période 1999-2003 associée aux PCS de 1990 et 1999

PCS en 1990	PCS en 1999						
	Cadres	Artisanes	Agricultrices	Employées	Ouvrières	Inactives	Total 90
Cadres	0,68 [0,61-0,75]	1,04 [0,62-1,58]	0,90 [0,24-2,01]	0,88 [0,72-1,06]	1,64 [1,16-2,21]	1,35 [1,03-1,72]	0,80 [0,73-0,86]
Artisanes	0,98 [0,58-1,49]	0,74 [0,62-0,88]	1,16 [0,53-2,04]	0,74 [0,52-1,00]	1,32 [0,92-1,78]	0,70 [0,45-1,00]	0,81 [0,72-0,92]
Agricultrices	1,34 [0,61-2,36]	0,88 [0,42-1,52]	1,02 [0,91-1,13]	1,32 [0,92-1,79]	0,92 [0,67-1,20]	1,21 [0,97-1,49]	1,05 [0,96-1,15]
Employées	0,86 [0,71-1,02]	0,89 [0,66-1,16]	1,13 [0,71-1,65]	0,87 [0,82-0,93]	0,93 [0,78-1,09]	1,60 [1,41-1,80]	0,95 [0,90-0,99]
Ouvrières	1,19 [0,82-1,64]	1,53 [1,09-2,05]	0,88 [0,50-1,37]	1,05 [0,88-1,23]	1,11 [1,02-1,22]	1,58 [1,32-1,86]	1,17 [1,09-1,25]
Inactives	0,90 [0,70-1,13]	0,91 [0,67-1,20]	0,89 [0,68-1,13]	1,00 [0,89-1,11]	1,25 [1,09-1,42]	1,15 [1,08-1,23]	1,10 [1,05-1,15]
Total 99	0,76 [0,70-0,83]	0,88 [0,78-0,98]	1,00 [0,91-1,10]	0,91 [0,87-0,95]	1,12 [1,05-1,19]	1,24 [1,18-1,30]	1,00

En italique, les trajectoires comprenant peu d'individus (< 100 individus) ou peu de décès (< 20 décès).
Source : Échantillon démographique permanent, Insee.



RÉFÉRENCES

- AMOSSÉ T., 2003, « Interne ou externe, deux visages de la mobilité professionnelle », *Insee première*, 921, p. 1-4.
- AMOSSÉ T., GOLLAC M., 2008, « Intensité du travail et mobilité professionnelle », *Travail et emploi*, 113, p. 59-73.
- ANNANDALE E., HUNT K., 2000, *Gender Inequalities in Health*, Buckingham/Philadelphia, Open University Press, 214 p.
- ARBER S., 1997, « Comparing inequalities in women's and men's health: Britain in the 1990s », *Social Science and Medicine*, 44(6), p. 773-787.
- BARATON M., 2006, « De la difficulté à devenir cadre par promotion », *Insee première*, 1062, p. 1-4.
- BARNAY T., 2009, « In which ways do unhealthy people older than 50 exit the Labour Market in France? », *European Journal of Health Economics*, 11(2), p. 127-140.
- BARTLEY M., OWEN C., 1996, « Relation between socioeconomic status, employment and health during economic change, 1973-1993 British cohort study », *British Medical Journal*, 313, p. 445-449.
- BARTLEY M., PLEWIS I., 2002, « Accumulated labour market disadvantage and limiting long-term illness: Data from the 1971-1991 Office for National Statistics Longitudinal Study », *International Journal of Epidemiology*, 31(2), p. 336-341.
- BARTLEY M., MARTIKAINEN P., SHIPLEY M., MARMOT M., 2004, « Gender differences in the relationship of partner's social class to behavioural risk factors and social support in the Whitehall II study », *Social Science and Medicine*, 59(9), p. 1925-1936.
- BLANE D., HARDING S., ROSATO M., 1999, « Does social mobility affects the size of the socioeconomic differential? Evidence from the Office for National Statistics Longitudinal Study », *Journal of Royal Statistic Society*, 162, p. 59-70.
- BURRICAND C., ROTH N., 2000, « Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : l'impact du cadre institutionnel », *Économie et statistique*, 335, p. 63-79.
- CAMBOIS E., 2004a, « Occupational and educational differentials in mortality in French elderly people: Magnitude and trends over recent decades », *Demographic Research*, Special Collection 2, p. 277-304.
- CAMBOIS E., 2004b, « Careers and mortality: Evidences on how far occupational mobility predicts differentiated risks », *Social Science and Medicine*, 58(12), p. 2545-2558.
- CAMBOIS E., ROBINE J.-M., HAYWARD M., 2001, « Social inequalities in disability-free life expectancy in the French male population (1980-1991) », *Demography*, 38(4), p. 513-524.
- CAMBOIS E., LABORDE C., ROBINE J.-M., 2008, « La 'double peine' des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte », *Population et sociétés*, 441, 4 p.
- CAMBOIS E., LABORDE C., ROMIEU I., ROBINE J.-M., 2011, « Occupational inequalities in health expectancies in France in the early 2000s: Unequal chances of reaching and living retirement in good health », *Demographic Research*, 25, p. 407-436.
- CARDANO M., COSTA G., DEMARIA M., 2004, « Social mobility and health in the Turin longitudinal study », *Social Science and Medicine*, 58(8), p. 1463-1473.

- CERC, 2005, *La sécurité de l'emploi face aux défis des transformations économiques. Cinquième rapport*, La Documentation française, Paris, 184 p.
- CHAPOULIE S., 2000, « Une nouvelle carte de la mobilité professionnelle », *Économie et statistique*, 331, p. 25-45.
- CHARDON O., 2001, « Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans », *Insee première*, 796, p. 1-4.
- CHENU A., 1998, « De recensement en recensement, le devenir professionnel des ouvriers et employés », *Économie et statistique*, 316-317, p. 127-150.
- CLAUSSEN B., SMITS J., NAESS O., DAVEY SMITH G., 2005, « Intragenerational mobility and mortality in Oslo: Social selection versus social causation », *Social Science and Medicine*, 61(12), p. 2513-2520.
- COUET C., 2006, « L'échantillon démographique permanent de l'Insee », *Courrier des statistiques*, 117-119, p. 5-14.
- DAVEY SMITH G., HART C., WATT G., HOLE D., HAWTHORNE V., 1997, « Life time socioeconomic position and mortality: Prospective observational study », *British Medical Journal*, 314, p. 547-552.
- DAVEY SMITH G., HART C., HOLE D., MACKINNON P., GILLIS C. *et al.*, 1998, « Education and occupational class: Which is the more important indicator of mortality risk? », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, p. 153-160.
- DESROSIÈRES A., THÉVENOT L., 2002, *Les catégories socioprofessionnelles*, Paris, La Découverte, 129 p.
- FOX A. J., GOLDBLATT P. O., JONES D. R., 1985, « Social class mortality differentials: Artefact, selection or life circumstances? », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 39(1), p. 1-8.
- GALLAND O., ROUAULT D., 1998, « Devenir cadre dès trente ans : une approche longitudinale de la mobilité sociale », *Économie et statistique*, 316-317, p. 97-107.
- GOLDBERG M., MELCHIOR M., LECLERC A., LERT F., 2002, « Les déterminants sociaux de la santé : apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé », *Sciences sociales et santé*, 20(4), p. 75-128.
- GOLDBLATT P. O., 1988, « Changes in social class between 1971 and 1981: Could this affect mortality differences among men of working ages », *Population Trends*, 51, p. 9-17.
- HEMMINGSSON T., LUNDBERG I., 2005, « Can large relative mortality differences between socio-economic groups among Swedish men be explained by risk indicator-associated social mobility? », *European Journal of Public Health*, 15(5), p. 518-522.
- HOLLAND P., BERNEY L., BLANE D., DAVEY SMITH G., GUNNEL D. J., MONTGOMERY S. M., 2000, « Life course accumulation of disadvantage: Childhood health and hazard exposure during adulthood », *Social Science and Medicine*, 50(9), p. 1285-1295.
- HUISMAN M., KUNST A. E., BOPP M., BORGAN J. K., BORRELL C. *et al.*, 2005, « Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight Western European populations », *Lancet*, 365(9458), p. 493-500.
- JUSOT F., KHLAT M., ROCHEREAU T., SERMET C., 2008, « Job loss from poor health, smoking and obesity: A national prospective survey in France », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(4), p. 332-337.
- KHLAT M., SERMET C., LE PAPE A., 2004, « Increased prevalence of depression, smoking, heavy drinking and use of psycho-active drugs among unemployed men in France », *European Journal of Epidemiology*, 19(5), p. 445-451.
- KUH D. L. J., BEN SHOLMO Y. (eds.), 1997, *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology*, Oxford, Oxford University Press.

- LECLERC A., CHASTANG J.-F., MENVIELLE G., LUCE D., 2006, « Socioeconomic inequalities in premature mortality in France: Have they widened in recent decades? », *Social Science and Medicine*, 62(8), p. 2035-2045.
- LIDDELL F. D., 1984, « Simple exact analysis of the standardised mortality ratio », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 38(1), p. 85-88.
- MEJER L., ROBERT-BOBÉE I., 2003, « Mortalité des femmes et environnement familial – rôle protecteur de la vie de famille », *Insee première*, 892, p. 1-4.
- MELCHIOR M., BERKMAN L. F., KAWACHI I., KRIEGER N., ZINS M. *et al.*, 2006, « Lifelong socioeconomic trajectory and premature mortality (35-65 years) in France: Findings from the GAZEL Cohort Study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(11), p. 937-944.
- MELCHIOR M., GOLDBERG M., KRIEGER N., KAWACHI I., MENVIELLE G. *et al.*, 2005, « Occupational class, occupational mobility and cancer incidence among middle-aged men and women: A prospective study of the French GAZEL cohort », *Cancer Causes Control*, 16(5), p. 515-524.
- MENVIELLE G., CHASTANG J.-F., LUCE D., LECLERC A., 2007, « Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par cause de décès », *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 55(2), p. 97-105.
- MENVIELLE G., LECLERC A., CHASTANG J.-F., MELCHIOR M., LUCE D., 2007, « Changes in socioeconomic inequalities in cancer mortality rates among French men between 1968 and 1996 », *American Journal of Public Health*, 97(11), p. 2082-2087.
- MESLÉ F., 2006, « Progrès récents de l'espérance de vie en France : les hommes comblent une partie de leur retard », *Population*, 61(4), p. 437-462.
- MESRINE A., 2000, « La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage ? », *Économie et statistique*, 334, p. 33-48.
- MONSO O., 2006, « Changer de groupe social en cours de carrière. Davantage de mobilité depuis les années quatre-vingts », *Insee première*, 1112, p. 1-4.
- MONTEIL C., ROBERT-BOBÉE I., 2005, « Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes », *Insee première*, 1025, p. 1-4.
- PAILHÉ A., SOLAZ A., 2007, « Inflexions des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes après la naissance d'enfants », *Recherches et prévisions*, 90, p. 5-27.
- PAILHÉ A., SOLAZ A., 2008, « Professional outcomes of internal migration by couples: Evidence from France », *Population, Space and Place*, 14, p. 347-363.
- PAVALKO E. K., ELDER G. H., CLIPP E. C., 1993, « Worklives and longevity: Insights from a life course perspective », *Journal of Health and Social Behavior*, 34(4), p. 363-380.
- RIBET C., ZINS M., GUEGUEN A., BINGHAM A., GOLDBERG M. *et al.*, 2003, « Occupational mobility and risk factors in working men: Selection, causality or both? Results from the GAZEL study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(11), p. 901-906.
- ROBERT-BOBÉE I., CADOT O., 2007, « Mortalité aux grands âges : encore des écarts selon le diplôme et la catégorie sociale », *Insee première*, 1122, p. 1-4.
- SACKER A., FIRTH D., FITZPATRICK R., LYNCH K., BARTLEY M., 2000, « Comparing health inequalities in men and women: Prospective study of mortality 1986-1996 », *British Medical Journal*, 320, p. 1303-1307.
- SAUREL-CUBIZOLLES M. J., BARDOT F., BERNERON B., FROMET M., LASFARGUES G. *et al.*, 2001, « État de santé perçu et perte d'emploi », in Cassou B. *et al.* (dir.), *Travail, santé, vieillissement : relations et évolutions. Colloque des 18 et 19 novembre 1999, Paris Toulouse*, Octarès, p. 53-68.

- SÉDILLOT B., WALRAËT E., 2003, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Économie et statistique*, 357-358, p. 79-102.
- SERMET C., KHLAT M., 2004, « La santé des chômeurs en France : revue de littérature », *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 52(5), p. 465-474.
- TOULEMON L., 1998, « Situation professionnelle et comportements familiaux des indépendants », *Économie et statistique*, 319-320, p. 29-51.
- VALLET L.-A., 2004, « Change in intergenerational class mobility from the 1970's to the 1990's and its explanation: An analysis following the CASMIN approach », in Breen R. (ed.), *Social Mobility in Europe*, New York, Oxford University Press, p. 115-147.
- VANDENBROUCKE J. P., 1982, « A shortcut method for calculating the 95 percent confidence interval of the standardized mortality ratio. Letter to editor », *American Journal of Epidemiology*, 115(2), p. 303-304.
- WALTERS V., MCDONOUGH P., STROHSCHHEIN L., 2002, « The influence of work, household structure, and social, personal and material resources on gender differences in health: An analysis of the 1994 Canadian National Population Health Survey », *Social Science and Medicine*, 54(5), p. 677-692.

Emmanuelle CAMBOIS, Caroline LABORDE • MOBILITÉ SOCIOPROFESSIONNELLE ET MORTALITÉ EN FRANCE. DES LIENS QUI SE CONFIRMENT POUR LES HOMMES ET QUI S’AFFIRMENT POUR LES FEMMES

Les inégalités de mortalité entre les professions et catégories socioprofessionnelles françaises (PCS) sont importantes et en augmentation. Mais il existe aussi de larges inégalités de mortalité au sein des PCS selon la nature des carrières passées. Les transformations du marché du travail et des parcours professionnels dans les dernières décennies, notamment pour les femmes, modifient la composition des PCS et leur niveau moyen de mortalité. Cet article analyse l'évolution des inégalités de mortalité entre les PCS à travers l'étude des mobilités professionnelles et de la mortalité associée, en utilisant les données de l'Échantillon démographique permanent (EDP), un échantillon suivi et représentatif de la population française à différentes dates. L'étude de la mortalité en 1975 (EDP75) et en 1999 (EDP99), selon les PCS et les mobilités professionnelles passées, montre que la mortalité a baissé pour toutes les PCS mais de façon différente, aboutissant à un léger creusement des écarts pour les deux sexes. Au sein des PCS, les écarts selon les mobilités passées sont renforcés dans l'EDP99 pour les hommes et se généralisent pour les femmes. La modification de la composition des PCS et l'évolution de la surmortalité associée à certaines mobilités a contribué à cette augmentation des inégalités entre PCS. Interpréter l'évolution des inégalités de mortalité à la lumière des changements sociodémographiques s'avère donc particulièrement important.

Emmanuelle CAMBOIS, Caroline LABORDE • OCCUPATIONAL MOBILITY AND MORTALITY IN FRANCE: LINKS CONFIRMED FOR MEN, BROUGHT TO LIGHT FOR WOMEN

Mortality differentials between French occupations and occupational classes are large and widening. But considerable inequalities also exist within occupational classes by career history. Changes in the labour market and occupational pathways in recent decades – notably among women – have altered the composition of occupational classes and their average mortality levels. This article analyses the changes in mortality differentials between occupational classes by studying occupational mobility and associated mortality using data from the Permanent Demographic Sample (Échantillon Démographique Permanent: EDP), a long-term sample representative of the French population at different dates. Analysis of mortality in 1975 (EDP75) and 1999 (EDP99) by occupational class and past occupational moves shows that mortality has declined for all classes but in different ways, causing a slight widening of differentials for both sexes. Within occupational classes, differentials by past moves increased in the EDP99 for men and were now observed in all classes for women. Changes in the composition of occupational classes and in excess mortality associated with certain moves has contributed to this increase in inequalities between occupational classes. This finding highlights the importance of interpreting changes in mortality differentials in the light of sociodemographic developments.

Emmanuelle CAMBOIS, Caroline LABORDE • MOVILIDAD SOCIO-PROFESIONAL Y MORTALIDAD EN FRANCIA. RELACIONES QUE SE CONFIRMAN EN LOS HOMBRES Y SE AFIRMAN EN LAS MUJERES

Las desigualdades de mortalidad entre las profesiones y categorías socio-profesionales francesas (PCS) son importantes y están todavía aumentando. Pero existen también amplias diferencias de mortalidad dentro de las PCS según la naturaleza de la carrera pasada. Las transformaciones del mercado del trabajo y de los recorridos socio-profesionales en las últimas décadas, particularmente en las mujeres, han modificado la composición de las PCS y su nivel medio de mortalidad. Este artículo analiza la evolución de las desigualdades de mortalidad entre las PCS a través del estudio de la movilidad profesional y de la mortalidad asociada, utilizando los datos del Echantillon démographique permanent (EDP), es decir un panel observado en continuo y representativo de la población francesa en diferentes fechas. El estudio de la mortalidad en 1975 (EDP1975) y en 1999 (EDP99), según la PCS y la movilidad profesional pasada, muestra que la mortalidad ha disminuido en todas las PCS pero de manera diferente, abocando a un ligero ahondamiento de las diferencias tanto en los hombres como en las mujeres. En el EDP99, dentro de las PCS, las diferencias según la movilidad pasada se refuerzan en los hombres y se generalizan en las mujeres. La modificación de la composición de las PCS y la evolución del exceso de mortalidad asociado a ciertas movilidades han contribuido al aumento de las diferencias entre las PCS. Interpretar la evolución de las desigualdades de mortalidad a la luz de los cambios socio-demográficos se revela pues particularmente importante.

Mots-clés : mortalité différentielle, inégalités socioprofessionnelles, mobilité, professions et catégories socioprofessionnelles (PCS), France.

Keywords: differential mortality, occupational inequalities, mobility, occupations and occupational classes, France.