

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES  
Séance plénière du 26 mars 2014 à 9 h30  
« Espérance de vie, santé et durée de retraite »

<b>Document N°4</b>
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

## **Analyse de quelques disparités d'espérance de vie**

*Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites*



## Analyse de quelques disparités d'espérance de vie

Selon l'INSEE, en 2013, l'espérance de vie à la naissance approchait 81,8 ans<sup>1</sup> ; à l'âge de 60 ans, elle approchait 25 ans, soit 1,8 an de plus que dix ans auparavant. Ces moyennes masquent cependant des disparités au sein de la population, notamment entre hommes et femmes. À la naissance, l'espérance de vie des femmes est supérieure de plus de six ans à celle des hommes (85,0 ans contre 78,7 ans) ; à l'âge de 60 ans, l'écart est encore de près de quatre ans et demi (27,3 ans contre 22,7 ans).

Si de plus en plus de systèmes de retraite publics prennent en compte les différences d'espérance de vie entre générations, que ce soit directement avec les systèmes en comptes notionnels (Suède, Italie, etc.) ou implicitement comme en France avec le principe d'allongement de la durée d'assurance en fonction des gains d'espérance de vie au fil des générations<sup>2</sup>, les systèmes de retraite publics, qui mutualisent le risque viager, c'est-à-dire le risque de vivre plus longtemps que la moyenne, n'opèrent pas en principe de différenciation explicite entre assurés ou entre catégories d'assurés au sein d'une même génération selon leur espérance de vie.

Cette non-différenciation des assurés selon le risque viager, en termes notamment d'âge d'ouverture des droits à retraite, peut cependant contrarier ou, au contraire, accentuer la redistribution exercée par le système de retraite. Ainsi, une corrélation positive entre l'espérance de vie et les revenus, ce qu'attestent les résultats des quelques travaux réalisés sur le sujet, opèrerait une redistribution « verticale » en direction des revenus élevés et non des bas revenus car, à l'âge de départ à la retraite donné, les personnes aux revenus élevés bénéficieraient d'une durée de retraite plus longue. Pour la même raison, une corrélation positive entre l'espérance de vie et le nombre d'enfants, pour laquelle les résultats disponibles sont toutefois moins nets, exercerait à elle seule une redistribution « horizontale » en direction des parents.

Les différences individuelles d'espérance de vie trouvent de multiples origines (facteurs biologiques, modes de vie, exposition aux risques, etc.) et plusieurs gradients de mortalité – et *de facto*, d'espérance de vie – ont pu être mis en évidence : le sexe, le revenu, le niveau d'éducation, le statut matrimonial, le nombre d'enfants ou encore l'environnement géographique. Les disparités d'espérance de vie entre catégories sociales résultent de l'interaction de différents facteurs et, au sein d'une même catégorie sociale, les écarts d'espérance de vie peuvent en fait être importants. Ces disparités sociales se traduisent cependant par des disparités d'espérance de vie entre régimes de retraite, en raison de la correspondance approximative entre catégories sociales et populations affiliées<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> Données provisoires sur la France entière, hors Mayotte.

<sup>2</sup> Si la loi du 20 janvier 2014 n'a pas repris le principe mécanique d'allongement de la durée d'assurance requise selon les évolutions observées de l'espérance de vie à 60 ans, elle en reste très proche dans l'esprit. Le calendrier programmé jusqu'à la génération 1973 est en effet quasiment identique à celui qu'aurait entraîné la règle de 2003 appliquée aux projections d'espérance de vie de l'INSEE.

<sup>3</sup> COR (2001), *op. cit.*

À partir des données publiques disponibles, cette note vise à apporter des éléments quantitatifs sur les liens entre l'espérance de vie ou la mortalité et certaines caractéristiques individuelles, en se concentrant sur celles qui sont prises en compte par le système de retraite. Ces éléments quantitatifs, robustes sur le plan statistique, ne permettent toutefois pas d'en expliquer les causes. Après une présentation des données récentes sur les disparités sociales d'espérance de vie (1), seront abordées les disparités de risque de mortalité liées au revenu et au chômage (2), ainsi qu'à la configuration familiale, spécifiquement la situation conjugale et le nombre d'enfants (3). Des données statistiques complémentaires sont détaillées dans une étude récente de la DREES à partir des données des échantillons interrégimes de retraités. Cette étude faisant partie du présent dossier (voir **document n°5** du présent dossier), ses résultats ne seront pas rappelés ici. Les deux documents n°4 et n°5 doivent pour cette raison être lus de manière coordonnée.

Le constat des disparités de mortalité entre catégories peut soulever la question de leur prise en compte par des dispositifs spécifiques de retraite. Cette problématique ne sera toutefois pas discutée dans ce document, qui se bornera à la présentation d'éléments factuels. On rappellera simplement que le Conseil, dès son premier rapport, en 2001<sup>4</sup>, a mis en lumière les disparités sociales d'espérance de vie et posé la question d'une éventuelle prise en compte dans le système de retraite. Il considérait alors que le critère de durée de cotisation était privilégié en France « dans l'objectif de tenir compte implicitement des inégalités en termes d'espérance de vie, les catégories socioprofessionnelles ayant la moins bonne espérance de vie étant souvent celles qui ont fait peu d'études et commencé jeunes leur vie professionnelle »<sup>5</sup>. Le Conseil s'était en outre exprimé plutôt en défaveur d'un traitement différencié des hommes et des femmes au sein du système de retraite eu égard aux écarts de leur espérance de vie. En 2008, dans son sixième rapport consacré aux droits familiaux et conjugaux de retraite, le Conseil a confirmé son attachement à une non-différenciation entre hommes et femmes selon leur espérance de vie, au motif que celle-ci est un fondement de l'assurance sociale<sup>6</sup>. Par ailleurs, la question de la prise en compte à la retraite des écarts d'espérance de vie, notamment des écarts d'espérance de vie en bonne santé, qui résulteraient de situations de travail pénibles, n'est pas non plus traitée dans cette note<sup>7</sup>.

---

<sup>4</sup> COR (2001), *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations, orientations et débats*.

<sup>5</sup> Cette corrélation entre l'âge de début d'activité ou la durée validée et l'espérance de vie n'est toutefois pas parfaite : elle ne se vérifie pas parmi les personnes entrées tardivement sur le marché du travail (à partir de 22 ans), ni parmi les personnes à carrière courte (35 ans ou moins) qui ont également des espérances de vie courtes (voir le document n°5 du présent dossier).

<sup>6</sup> « Le principe de non-différenciation entre les individus selon le risque qui leur est associé est au fondement même de l'assurance sociale. Ce principe, couplé à une affiliation obligatoire, permet au système de retraite d'opérer des transferts de ressources en faveur des personnes les plus concernées par ces risques. », COR (2008), *Retraites : droits familiaux et conjugaux*, p. 243.

<sup>7</sup> Voir, sur le plan des principes, le rapport de Y. Struillou remis au COR en avril 2003 et, en pratique, le compte de prévention de la pénibilité instauré par la loi du 20 janvier 2014.

## 1. Disparités d'espérance de vie selon la catégorie sociale

L'existence de disparités sociales d'espérance de vie est attestée par de multiples travaux. La catégorie sociale n'est bien sûr pas l'unique facteur de différence d'espérance de vie<sup>8</sup>, car la variabilité au sein des catégories sociales est importante, mais l'absence d'autres données socioéconomiques dans les bases statistiques de décès explique qu'elle focalise l'intérêt pour les études<sup>9</sup>.

Depuis la fin des années soixante-dix, toutes les catégories socioprofessionnelles bénéficient d'une augmentation de l'espérance de vie à 60 ans. La baisse de la mortalité avant cet âge est également observée. Les écarts d'espérance de vie entre catégories ont cependant eu tendance à s'accroître, de l'ordre d'un an pour les hommes et les femmes. Ces évolutions n'ont pas été linéaires et, alors que, sur la période récente, les écarts semblent diminuer pour les hommes, ils augmenteraient pour les femmes.

**Espérance de vie des hommes et des femmes à 60 ans, cadres et ouvriers, par période (en années)**

	Hommes				Femmes			
	1976-1984	1983-1991	1991-1999	2000-2008	1976-1984	1983-1991	1991-1999	2000-2008
<b>Cadres</b>	19,2	21,1	23,1	24,0	23,1	25,9	26,0	27,8
<b>Ouvriers</b>	15,9	17,1	18,0	19,6	21,6	23,1	24,0	25,5
<b>Toutes catégories sociales</b>	17,1	18,2	19,5	21,1	22,2	23,4	24,9	26,1
<i>Écart à 60 ans cadres - ouvriers</i>	3,3	4,0	5,1	4,4	1,5	2,8	2,0	2,3

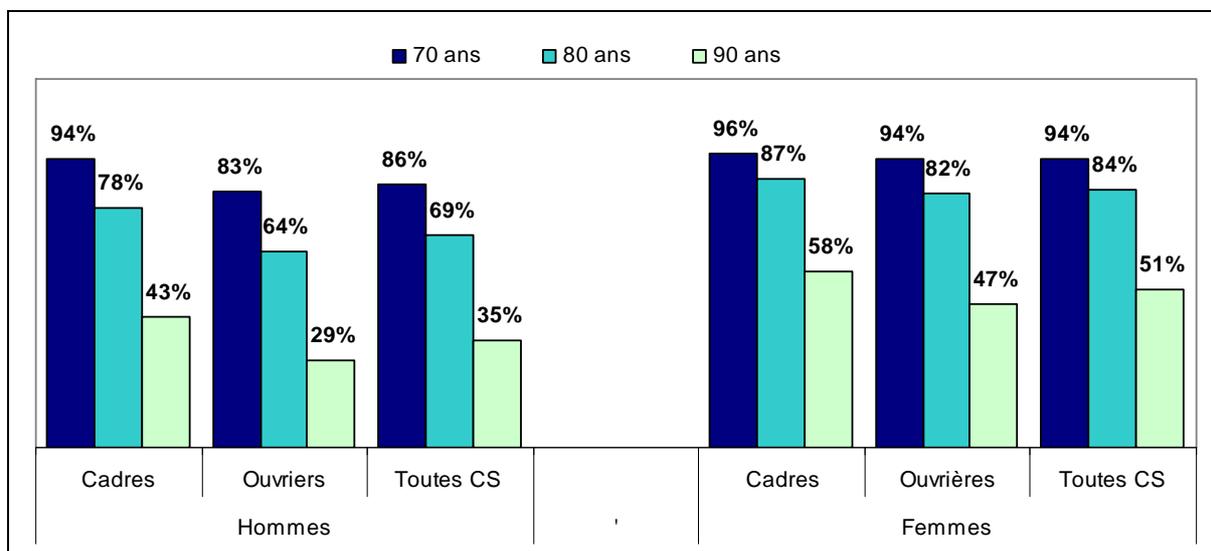
Source : d'après Blanpain et Chardon (2011 : 29), op. cit.

Les différences d'espérance de vie traduisent des différences de chances de survie aux différents âges. Ainsi, conditionnellement au fait d'avoir vécu jusqu'à l'âge de 60 ans, la probabilité d'atteindre l'âge de 70 ans est de 94 % pour un homme cadre et de 83 % pour un ouvrier, soit un écart de 11 points ; à 90 ans, l'écart se creuse et atteint 14 points. Pour les femmes, les écarts entre catégories sociales sont moindres : 2 points à 70 ans, 11 points à 90 ans.

<sup>8</sup> Voir entre autres Jusot F. (2004), « Mortalité et Revenu en France : la construction d'une enquête castémoin », *Santé Société Solidarité*, 2, pp. 75-88.

<sup>9</sup> Jusot (2004), op. cit.

**Probabilité de survie à un âge donné  
conditionnellement au fait d'avoir atteint l'âge de 60 ans,  
pour les cadres et les ouvriers, hommes et femmes, sur la période 2000-2008**



Source : d'après Blanpain et Chardon (2011), op. cit.

En cas de mobilité professionnelle, l'espérance de vie d'un assuré reflèterait moins la catégorie sociale dans laquelle il a débuté sa carrière que sa trajectoire ultérieure et, *in fine*, elle serait intermédiaire entre celle des personnes de sa catégorie d'origine et celle de sa catégorie d'arrivée<sup>10</sup>. La mobilité professionnelle est ainsi une source importante de dispersion des espérances de vie à l'intérieur de chaque catégorie socioprofessionnelle.

Sur la période 2000-2008, selon la catégorie sociale, cadres et ouvriers se situant aux deux extrêmes, la probabilité de décéder entre 35 et 60 ans s'échelonne entre 6 % et 13 % pour les hommes et entre 3 % et 5 % pour les femmes ; l'espérance de vie à 60 ans varie entre 19,6 ans et 24 ans pour les hommes et entre 25,5 ans à 27,8 ans pour les femmes. Pour les salariés, les disparités sociales apparaissent ainsi plus limitées pour les femmes que pour les hommes.

<sup>10</sup> Cambois E. et Laborde C. (2011), « Mobilité socioprofessionnelle et mortalité en France : des liens qui se confirment pour les hommes et qui s'affirment pour les femmes », INED, *Population*, vol. 2, pp. 373-400. Les auteurs constatent, par exemple, que le taux de mortalité relative des hommes ouvriers ou employés en 1990 qui sont devenus cadres en 1999 est proche de 0,9, soit une valeur intermédiaire au taux de mortalité relative des cadres n'ayant pas effectué de mobilité (0,66) et celui des ouvriers ou employés n'ayant pas effectué de mobilité (respectivement 0,99 et 1,18). Voir aussi Bouhia R. (2008), « Mourir avant 60 ans, le destin de 12 % des hommes et 5 % des femmes d'une génération de salariés du privé », INSEE, *Portrait social* ; disponible à : [http://www.insee.fr/fr/ffc/docs\\_ffc/ref/FPORSOC08o.pdf](http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/ref/FPORSOC08o.pdf).

**Espérance de vie à 60 ans et probabilité de décéder entre 35 et 60 ans  
par catégorie socioprofessionnelle**

	Probabilité de décéder entre 35 et 60 ans	Espérance de vie à 60 ans	« Espérance de retraite à 35 ans »*
<b>Hommes</b>			
Cadres, professions intell. sup.	6 %	24,0 ans	22,6 ans
Agriculteurs exploitants	8 %	22,3 ans	20,5 ans
Professions intermédiaires	7 %	22,3 ans	20,7 ans
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	8 %	22,2 ans	20,4 ans
Employés	12 %	21,0 ans	18,5 ans
Ouvriers	13 %	19,6 ans	17,1 ans
<i>Inactifs**</i>	39 %	16,0 ans	9,8 ans
Ensemble	11 %	21,1 ans	18,8 ans
<b>Femmes</b>			
Cadres, professions intell. sup.	3 %	27,8 ans	27,0 ans
Agriculteurs exploitants	4 %	26,2 ans	25,2 ans
Professions intermédiaires	3 %	27,4 ans	26,6 ans
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	5 %	27,1 ans	25,7 ans
Employés	4 %	26,4 ans	25,3 ans
Ouvriers	5 %	25,5 ans	24,2 ans
<i>Inactifs**</i>	9 %	25,2 ans	22,9 ans
Ensemble	5 %	26,1 ans	24,8 ans

Source : Blanpain et Chardon (2011 : 29, 33)<sup>11</sup> à partir de l'Échantillon démographique permanent et l'état civil, sur la base de la mortalité moyenne sur 2000-2008 par catégorie sociale en 1999.

Lecture : pour un homme cadre de 35 ans qui serait soumis le restant de sa vie aux conditions de mortalité de 2000-2008 des personnes cadres en 1999, la probabilité de décéder avant 60 ans est de 6 %. Âgé de 60 ans, son espérance de vie serait de 24 années.

\* Espérance de retraite à 35 ans approchée par le produit de la probabilité de ne pas décéder entre 35 et 60 ans par l'espérance de vie à 60 ans. Elle estime le nombre d'années qu'une personne âgée de 35 ans peut escompter passer à la retraite, dans l'hypothèse ici où l'âge de départ à la retraite est 60 ans.

\*\* Pour estimer les conditions de mortalité sur 2000-2008, les inactifs regroupent les personnes sans emploi en 1999 ; les personnes au chômage ou retraitées à cette date étant reclassées dans la catégorie sociale du dernier emploi occupé.

L'espérance de vie des inactifs est plus faible que celle des personnes en emploi, pour les hommes et, dans une moindre mesure pour les femmes, ce qui tire l'espérance de vie moyenne vers le bas.

A l'inverse, l'espérance de vie à 60 ans et « l'espérance de retraite » à 35 ans (dans l'hypothèse d'un départ à la retraite à 60 ans) des non-salariés (agriculteurs exploitants, artisans et commerçants), sont supérieures à la moyenne de plus d'un an.

<sup>11</sup> Blanpain N. et Chardon O. (2011), « Les inégalités sociales face à la mort », INSEE, Document de travail, n°F1108, octobre ; disponible à : [http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg\\_id=0&ref\\_id=F1108](http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg_id=0&ref_id=F1108).

Au-delà des différences de champ et de méthode, les écarts d'espérance de vie à 60 ans évalués par l'INED sur la période 1999-2003 concordent avec ceux de l'INSEE. [Cambois E., Laborde C. et Robine J.-M. (2008), *Population et sociétés*, n° 441, janvier].

Le **document n°5** apporte en outre, pour la génération 1942, des informations relatives à l'espérance de vie à 55 ans et à l'espérance de durée de retraite par catégorie sociale en distinguant les secteurs public et privé.

## 2. Risque de mortalité, revenu et chômage

- Les travaux menés sur les liens entre mortalité et revenu en France, bien que peu nombreux, attestent d'une forte corrélation négative, avec une **décroissance du risque de décès tout au long de la distribution des revenus**.

À catégorie socioprofessionnelle, âge, statut matrimonial et location géographique identiques, les hommes appartenant aux premier et deuxième quintiles de revenus présentent un risque de mortalité environ deux fois plus important que ceux disposant des revenus les plus élevés (cinquième quintile). Ces derniers bénéficient par ailleurs d'un risque de décès significativement plus faible que les hommes aux revenus du quatrième quintile<sup>12</sup>.

De même, un lien entre l'espérance de vie et le montant de la retraite a pu être mis en évidence – toutes choses égales par ailleurs – à partir des échantillons interrégimes de retraités<sup>13</sup>. En particulier, pour les hommes, l'élasticité de l'espérance de vie à 60 ans par rapport au montant de la pension est de l'ordre de 0,18<sup>14</sup>, ce qui correspondrait à une élasticité par rapport au salaire de carrière au plus égale à 0,18, la corrélation entre montant de pension et salaire n'étant que partielle en raison de l'existence des éléments de solidarité (minimum contributif, validation des périodes de chômage, de maladie...) et du mode de calcul des pensions.

- Le **lien entre mortalité et chômage** est également avéré : en 1990, pour les personnes au chômage âgées de 30 à 64 ans, le risque de décéder dans les cinq ans était 2,3 fois plus élevé que celui des personnes en emploi pour les hommes et 1,8 fois plus élevé pour les femmes, à diplôme, catégorie socioprofessionnelle et statut matrimonial identiques<sup>15</sup>. Par ailleurs, pour les hommes, le risque de mortalité est d'autant plus élevé que le chômage est continu ou les épisodes de chômage nombreux. En 1990, ce risque était 1,7 fois plus élevé pour les hommes au chômage qui étaient déjà sans emploi en 1982.

Le lien résulte vraisemblablement de la conjugaison de deux mécanismes : un « effet de sélection » selon lequel les personnes les plus fragiles ont plus de difficultés à rester en emploi ou à en trouver un – le risque de mortalité implique alors le risque de chômage, et un « effet de choc » selon lequel les personnes en situation de chômage peuvent développer des

---

<sup>12</sup> Jusot F. (2004), *op.cit.* Etude réalisée à partir de l'enquête sur le patrimoine au décès en 1988 et l'enquête sur les revenus fiscaux de 1990.

<sup>13</sup> Bommier A., Magnac T., Rapoport B. et Roger M. (2005), « Droits à la retraite et mortalité différentielle », *Économie et prévision*, n° 168, pp. 1-16.

Voir aussi Aubert P. et Andrieux V. (2010), « La mortalité différentielle des retraités : estimation à partir de l'échantillon interrégimes de retraités et applications », DREES, *Document de travail*, Série Etudes et recherche, n° 100, juillet 2010 ; disponible à : <http://www.drees.sante.gouv.fr/IMG/pdf/serieetud100.pdf>.

<sup>14</sup> Une hausse de 1 % de la pension s'accompagne en moyenne d'une hausse de 0,18 % de l'espérance de vie à 60 ans.

<sup>15</sup> Mesrine A. (2000), « La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage », *Économie et statistique*, n° 334, pp. 33-48 ; disponible à : <http://www.insee.fr/fr/ffc/docs/ffc/es334b.pdf>.

comportements augmentant leur risque de mortalité ou diminuer leur recours aux soins du fait de la diminution de leurs revenus<sup>16</sup>.

### 3. Risque de mortalité et configuration familiale

Indépendamment des caractéristiques socioéconomiques, comme le niveau d'études, la situation sur le marché du travail ou les revenus, la situation conjugale et le nombre d'enfants apparaissent liés à l'espérance de vie.

- Hormis aux grands âges, **la mortalité des personnes qui vivent en couple est inférieure à celle des personnes seules**<sup>17</sup>, et celle des personnes mariées est elle-même inférieure à celle des personnes vivant en union libre, pour lesquelles la durée de vie en couple est généralement moindre<sup>18</sup>. Comme pour le chômage, un effet de sélection et un effet de choc peuvent expliquer ce lien : d'une part, les personnes fragiles, davantage susceptibles de décéder prématurément, peuvent éprouver plus de difficultés à se mettre en union, et d'autre part, le passage de la vie en couple à la vie seul expose à des risques de décès plus élevés ; ce dernier effet semble être plus important pour les hommes que pour les femmes, mais d'autant moins avec l'avancée en âge<sup>19</sup>.

#### Rapports des risques de décès entre 60 et 70 ans selon la situation conjugale\*

	Jamais vécu en couple	Dernier conjoint décédé	Séparé	En couple
<b>Hommes</b>	n.s.	1,7	1,6	1
<b>Femmes</b>	1,3	1,2	1,2	1

\* contrôle de la catégorie socioprofessionnelle, du niveau d'éducation, du nombre d'enfants et du statut d'occupation du logement.

Lecture : Les femmes âgées entre 60 et 70 ans qui n'ont jamais vécu en couple ont un risque de décès 1,3 fois plus élevé que celles vivant encore en couple. Pour les hommes, les valeurs ne sont pas significatives.

Source : d'après Bouhia (2007), op. cit.

INSEE, enquête Étude de l'histoire familiale et échantillon de mortalité, 1999.

- À âge donné, le **risque de mortalité est minimum pour les parents de deux ou trois enfants** et augmente lorsque le nombre d'enfants s'éloigne de deux ou trois, en plus ou en moins, davantage pour les hommes que pour les femmes<sup>20</sup>. Outre le fait que les personnes à la santé fragiles peuvent avoir une plus faible descendance, le lien entre le nombre d'enfants et le risque de mortalité peut traduire un équilibre entre les efforts en termes financiers et de

<sup>16</sup> Mesrine (2000), op. cit. ; Robert-Bobée et Monteil (2007), op. cit.

<sup>17</sup> Bouhia R. (2007), « Les personnes en couple vivent plus longtemps », *INSEE Première*, n° 1155 ; disponible à : <http://www.insee.fr/fr/ffc/ipweb/ip1155/ip1155.pdf>

<sup>18</sup> Robert-Bobée et Monteil (2007), op. cit.

<sup>19</sup> Bouhia (2007), op. cit. À caractéristiques comparables en termes de catégorie sociale, niveau d'éducation, statut d'occupation du logement et nombre enfants.

<sup>20</sup> Bouhia (2007), op. cit.

Sur la période 1991-1999, Robert-Bobée et Monteil (2007) estiment que pour les personnes âgées de 40 à 49 ans, ce risque de mortalité est minimum lorsque trois enfants résident habituellement chez eux, à catégorie sociale, diplôme, situation sur le marché du travail et situation matrimoniale donnés. Sur la période 1982-2001, Mejer et Robert-Bobée (2003) estiment pour les femmes un risque minimum pour une descendance de trois enfants [Mejer L. et Robert-Bobée I. (2003), « Mortalité des femmes et environnement familial : rôle protecteur de la vie de famille, *INSEE Première*, n° 892 ; disponible à : [http://www.insee.fr/fr/ffc/docs\\_ffc/ip892.pdf](http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/ip892.pdf)]

santé d'une descendance et les bénéfices liés à des conduites moins risquées et à une meilleure intégration sociale<sup>21</sup>.

### Rapport des risques de décès selon le nombre d'enfants

	Sans enfant	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants et +
<b>Hommes</b>	1,30	1,12	1	1,05	1,18
<b>Femmes</b>	1,15	1,03	1	1,04	1,11

*Lecture : les hommes sans enfant ont, à caractéristiques comparables, un risque de décès 1,3 fois plus élevé que les hommes ayant eu deux enfants.*

*Source : d'après Bouhia (2007), op. cit.*

*INSEE, enquête Étude de l'histoire familiale et échantillon de mortalité, 1999.*

---

<sup>21</sup> Bouhia (2007), op. cit.

## Annexe

### Risques annuels de décès moyens sur la période 1991-1999

	Hommes	Femmes
<b>Catégorie sociale</b>		
Agriculteur	0,69***	1,08
Artisan, commerçant, CE	0,81***	1,03
Cadre et PIS	0,65***	0,96
Prof intermédiaire	0,77***	0,89
Employé	0,99	0,94
Ouvrier	1	1
<b>Situation sur le marché du travail</b>		
En emploi	1	1
Au chômage	2,25***	1,73***
Inactif	2,74***	1,84***
Retraité	1,75***	1,86***
<b>Diplôme</b>		
Sans diplôme	1	1
CEP	0,89***	0,76***
BEPC	0,78***	0,72***
CAP-BEP	0,80***	0,68***
Bac	0,77***	0,56***
Etudes sup Bac+2	0,63***	0,62***
<b>Situation matrimoniale</b>		
Marié	1	1
Non-réponse	1,41***	0,98
Célibataire	1,63***	1,8***
Veuf	1,94***	1,48***
Divorcé	1,69***	1,78***

*Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle.*

*Significativité \* au seuil de 10 %, \*\* au seuil de 5 %, \*\*\* au seuil de 1 %. Non significatif sinon.*

*Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement de 1975, de 1982 ou de 1990.*

*Source : Robert-Bobée et Monteil (2007), op. cit. INSEE, Échantillon démographique permanent.*