

DIRECTION STATISTIQUES, PROSPECTIVE ET RECHERCHE

**ETUDE
2010**

**LA MORTALITE DIFFÉRENTIELLE : PANORAMA DES ÉTUDES
EXISTANTES ET INTÉRÊTS AU SEIN DES TRAVAUX DE LA CNAV**

Résumé :

L'objectif de cette présente note est, dans un premier temps, de faire un bilan des études déjà réalisées sur la mortalité différentielle que ce soit en fonction de la catégorie socioprofessionnelle, de la richesse ou encore selon la situation personnelle des individus, mais aussi, dans un second temps, de présenter pourquoi et comment la mortalité différentielle, notamment selon le type de pension, s'intègre dans les travaux d'évaluation et de projection de l'assurance retraite.

La mortalité selon le type de pension (normale, inapte, invalide) est très inégale comme l'atteste l'espérance de vie à 60 ans : 22,3 ans pour les pensions normales, 16,8 ans pour les inaptes et 15,8 ans pour les invalides chez les hommes, contre respectivement 27,6 ans, 23,4 ans et 22,7 ans chez les femmes.

Rédacteurs : S.Goujon, F.Ménoret

Mots clés : mortalité différentielle, espérance de vie, catégories socioprofessionnelles, revenu, niveau d'études, environnement social, type de pension

Sommaire

I.	Panorama des travaux réalisés sur la mortalité différentielle.....	3
I.1.	L'âge : une mortalité de plus en plus caractérisée	3
I.2.	La mortalité selon le sexe : avantage aux femmes	4
I.3.	La catégorie socioprofessionnelle : les écarts se creusent.....	5
I.4.	Le revenu : un effet mal maîtrisé	7
I.5.	Le niveau d'études : un indicateur plus probant	9
I.6.	La mortalité selon l'environnement social	9
	a) L'état matrimonial : l'effet protecteur du mariage.....	9
	b) Le nombre d'enfants : un effet bi-tendanciel	10
II.	La mortalité différentielle au sein de la CNAV	12
II.1.	Les prestataires du Régime Général : le reflet de la population française	12
II.2.	L'intérêt de la mortalité différentielle au Régime Général	13
	a) Une sous-mortalité des titulaires d'une pension normale	14
	b) Une surmortalité des pensionnés au titre de l'invalidité	14
	c) Une population de pensionnés au titre de l'inaptitude assez hétérogène	14
	d) Les pensions de réversion : une surmortalité qui se résorbe avec l'âge.....	15
III.	ANNEXES – TABLES DE MORTALITE.....	16
	Table de l'INSEE 2004-2006.....	16
	Mortalité générale 2005-2007 : Quotients de mortalité et espérances de vie des retraités du Régime Général.....	17
	Mortalité différentielle 2005-2007 : Quotients de mortalité ajustés et espérances de vie ...	18

I. Panorama des travaux réalisés sur la mortalité différentielle

Caractériser des individus ou des groupes d'individus selon leur mortalité est une préoccupation relativement récente. En effet, même si les différences de mortalité par âges et par sexe ont été démontrées rapidement et de manière manifeste, la mortalité différentielle selon la catégorie socioprofessionnelle (CSP), le revenu, le niveau de diplôme ou encore l'environnement social sont beaucoup moins évidente à première vue. Le premier obstacle à ce genre d'étude est de disposer de données suffisamment nombreuses, précises et détaillées afin de pouvoir en déduire des tendances non imputables à l'aléa. Le second obstacle est plus d'ordre théorique. Dans quelle mesure des individus que l'on classe dans une même catégorie se ressemblent-ils ? Peut-on caractériser une personne simplement par son âge, son sexe, sa CSP, son niveau de revenu ou de diplôme ou bien sa situation matrimoniale ?

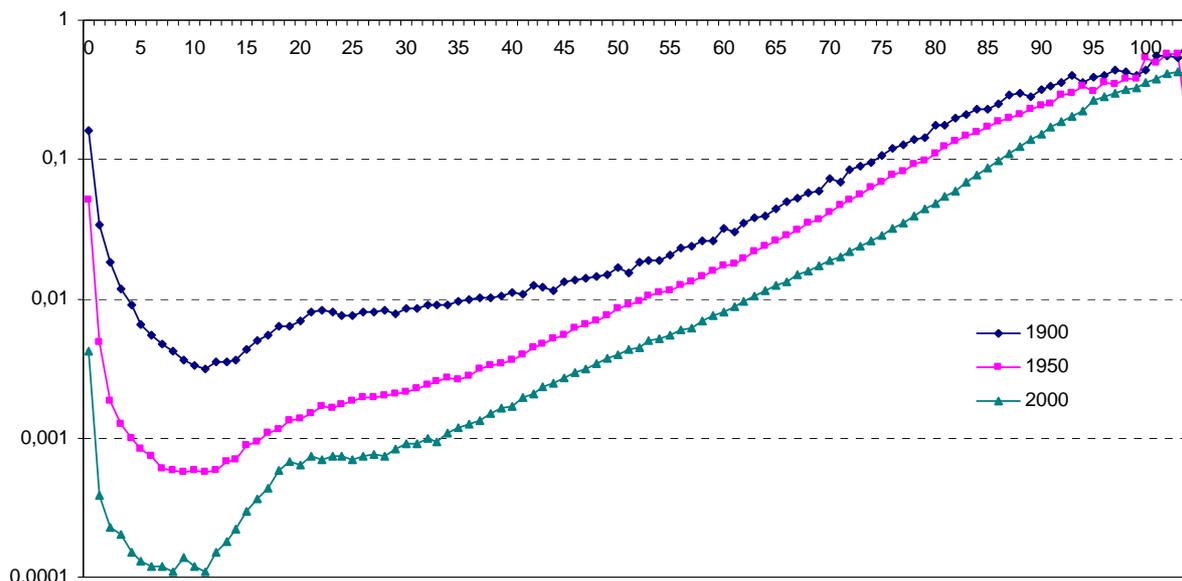
Toutefois une multitude d'études dans des domaines autres que la mortalité ou la démographie montre que les conditions et caractéristiques socio-économico-démographiques déterminent, ou du moins influent, la réalisation ou non de tel ou tel événement aussi divers que la réussite scolaire, les modes de consommation, l'accès aux soins... La mortalité ne fait pas exception.

I.1. L'âge : une mortalité de plus en plus caractérisée

Cette partie peut paraître évidente étant donné qu'une majorité de personnes pense que les risques de mortalité sont strictement croissants avec l'âge, ce qui au regard des observations n'est pas le cas. Le graphique suivant¹ représente les quotients de mortalité par âge en 1900, 1950 et 2000 pour l'ensemble des deux sexes. Bien que le niveau de la mortalité soit différent sur les trois années, l'allure des trois courbes reste sensiblement la même mais les différentes phases sont de plus en plus marquées. On remarque que la mortalité décroît très rapidement entre 0 et 10 ans environ, puis elle augmente de façon prononcée entre 10 et 20 ans, elle stagne par la suite entre 20 et 30 ans (surtout visible en 1900 et 2000), et enfin elle s'accélère exponentiellement jusqu'aux âges les plus élevés. Les raisons de ces évolutions sont à la fois biologiques, de 0 et 10 ans les enfants sont de moins en moins vulnérables face aux infections et aux virus, et après 30 ans le vieillissement opère, mais aussi sociales et comportementales. L'augmentation de la mortalité à l'adolescence résulte de comportements plus à risque, souvent à l'origine de morts violentes (accidents), sans oublier les suicides. La stagnation entre 20 et 30 ans peut s'interpréter comme le résultat de la hausse de la mortalité sur les âges précédents, les personnes décédées à l'adolescence auraient dû mourir entre 20 et 30 ans.

¹ Le choix d'une échelle semi-logarithmique est justifié par les différences de valeurs des différents quotients de mortalité par âge. En effet une représentation classique aurait pour conséquence d'écraser totalement la représentation des plus faibles valeurs aux jeunes âges.

**Evolution des quotients de mortalité par âge selon l'année
(ensemble des deux sexes - échelle semi-logarithmique)**

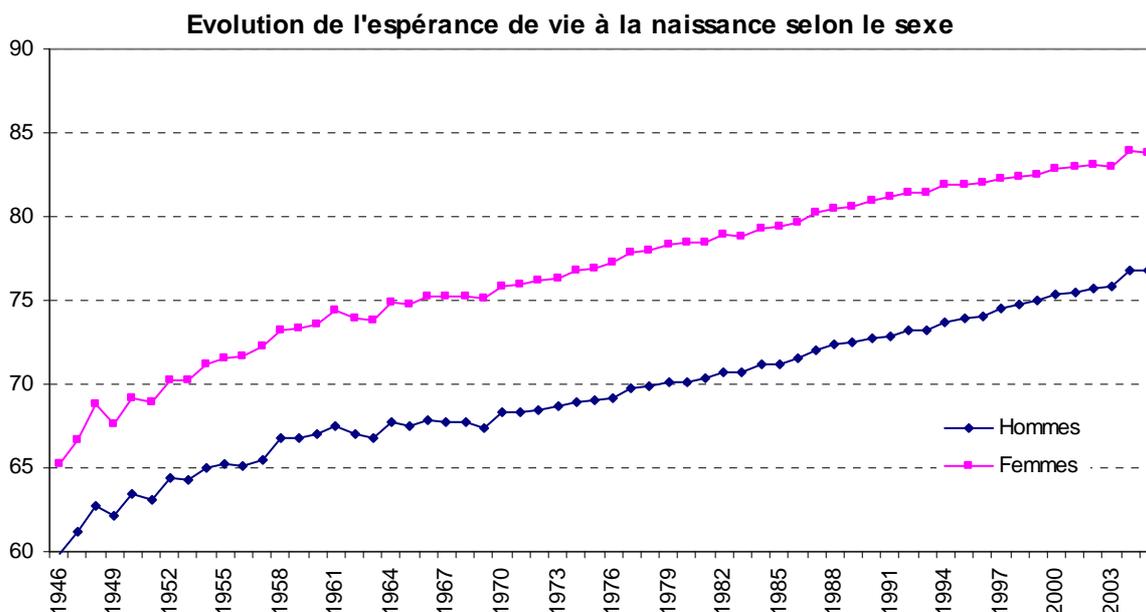


Source : Données INED, Tables de mortalité françaises

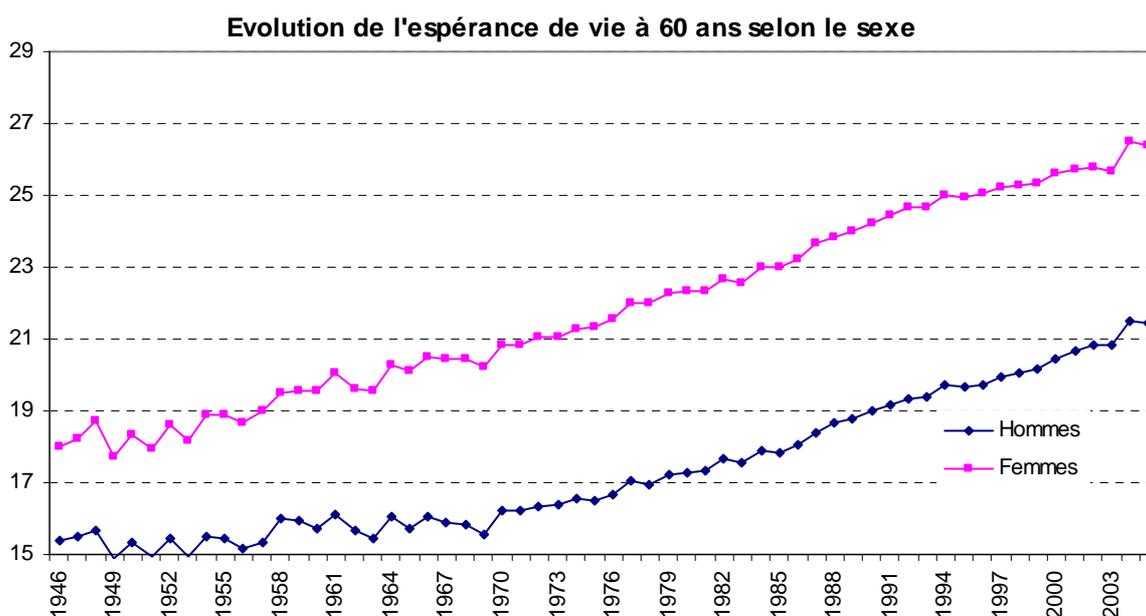
I.2. La mortalité selon le sexe : avantage aux femmes

Les deux graphiques des espérances de vie à la naissance et à 60 ans montrent que les femmes gardent un avantage certain sur les hommes. En 2005, l'espérance de vie des femmes à la naissance est de 83,9 ans contre 76,8 ans pour les hommes, soit un écart de 7,1 ans. L'écart d'espérance de vie entre les femmes et les hommes augmente de entre 1946 et le milieu des années 1970 où l'espérance de vie des femmes est alors quasiment 1,3 fois plus élevée, depuis lors l'écart se rétrécit pour atteindre 1,23 en 2005. L'espérance de vie à 60 ans suit la même logique que celle à la naissance. Les femmes disposent d'une nette supériorité avec un écart en faveur des femmes de 5 ans. L'évolution de l'écart à 60 ans est similaire à celui à la naissance mais d'une intensité moindre.

Ici encore, les différences entre sexes proviennent de différences à la fois biologiques et génétiques et comportementales en termes de conduite à risque et de prévention.



Source : Insee, Etat Civil



Source : Insee, Etat Civil

I.3. La catégorie socioprofessionnelle : les écarts se creusent

Le tableau des espérances de vie des hommes et des femmes à 35 ans par période et par catégorie sociale² montre des différences plus fortes chez les hommes que chez les femmes. Lorsque sur la période 1991-1999 l'espérance de vie des cadres et professions intellectuelles supérieures pour les hommes est de 46 ans, celle des ouvriers est de 39 ans, contre respectivement 50 ans et 47 ans pour les femmes.

² Tableau issu de : Christian Monteil et Isabelle Robert-Bobée – Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes, *Insee Première*, n° 1025, 2005, 4 p.

Ces écarts plus importants se vérifient pour toutes les catégories sociales. La surmortalité masculine se retrouve aussi au sein de chaque catégorie. Néanmoins, les écarts hommes/femmes sont plus faibles pour le « haut » de l'échelle sociale, soit 4 ans chez les cadres contre le double chez les ouvriers. Enfin, ce tableau nous montre que les différences de mortalité entre CSP se sont accrues au fil du temps chez les hommes. L'écart cadres/ouvriers était de 6 ans sur la période 1976-1984, alors que sur la période 1991-1999 cet écart est de 7 ans.

1 Espérance de vie des hommes et des femmes à 35 ans, par période et catégorie sociale

	En années							
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	Professions intermédiaires	Agriculteurs	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	Employés	Ouvriers	Inactifs non retraités	Ensemble
Hommes								
1976-1984	41,5	40,5	40,5	39,5	37,0	35,5	27,5	38,0
1983-1991	43,5	41,5	41,5	41,0	38,5	37,5	27,5	39,0
1991-1999	46,0	43,0	43,5	43,0	40,0	39,0	28,5	41,0
Femmes								
1976-1984	47,5	46,5	45,5	46,0	45,5	44,5	44,5	45,0
1983-1991	49,5	48,0	47,0	47,5	47,5	46,5	45,5	46,5
1991-1999	50,0	49,5	48,5	49,0	48,5	47,0	47,0	48,0

Source : Insee, échantillon démographique permanent et état civil

Tableau des espérances de vie à 60 ans selon la catégorie sociale³ (mortalité moyenne observée entre 1991 et 1999 selon la catégorie occupée en 1990)

Catégories socioprofessionnelles	Hommes	Femmes
Agriculteurs	21,0	25,3
Artisans, Commerçants, Chefs d'entreprises	21,9	25,4
Cadres et professions intellectuelles supérieures	23,1	26,0
Professions intermédiaires	20,9	25,9
Employés	19,5	25,3
Ouvriers	18,0	24,0
Inactifs (non retraités)	14,8	24,8
Ensemble	19,5	24,9

Le tableau des risques annuels de décès pour les hommes et les femmes⁴ confirme l'idée d'une mortalité décroissante lorsque que l'on avance vers le « haut de l'échelle sociale ». Toutefois, ces données sont issues d'un modèle de Cox où seuls l'âge et la catégorie sociale sont contrôlés, d'où les fortes significativités des coefficients. Un modèle plus complet, avec contrôle du niveau d'études, de la situation sur le marché du travail et de la vie maritale, issu du même article est présenté ultérieurement.

³ Données issues des tables de mortalité par catégories sociales : I.Robert-Bobée, C.Monteil : « Quelles évolutions des différentiels sociaux de mortalité chez les hommes et les femmes », Document de travail N°F0506, Insee.

⁴ Tableau obtenu à partir des données issues de : « Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs : quelles différences entre les femmes et les hommes ? », Isabelle Robert-Bobée et Christian Monteil, ÉCONOMIE ET STATISTIQUE N° 398-399, 2006, Insee.

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

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

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

Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si le coefficient est significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

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

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

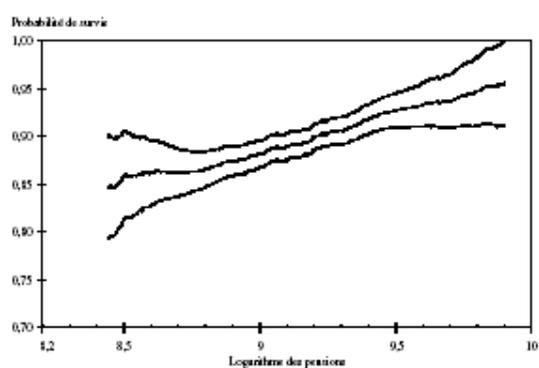
I.4. Le revenu : un effet mal maîtrisé

L'analyse de la mortalité selon la richesse soulève des interrogations sur l'interprétation des résultats. En effet, selon plusieurs études le niveau de richesse détermine le niveau de mortalité, mais est-ce pour autant un lien direct de cause à effet ? « *Interpréter nos résultats comme la mesure d'une causalité du revenu, ou de la richesse, vers la mortalité néglige diverses sources de causalité rétroactive. Des accidents de santé, ou la révélation d'une maladie chronique, durant la vie active peut faire que les revenus sont plus faibles et les carrières interrompues. Des frais médicaux importants peuvent grever le patrimoine. (...) En admettant que l'état de santé général est déterminé dès l'enfance et que le revenu dépend de l'état de santé à l'âge adulte, le montant des pensions pourrait être déterminé par la même cause commune que la mortalité⁵ ».*

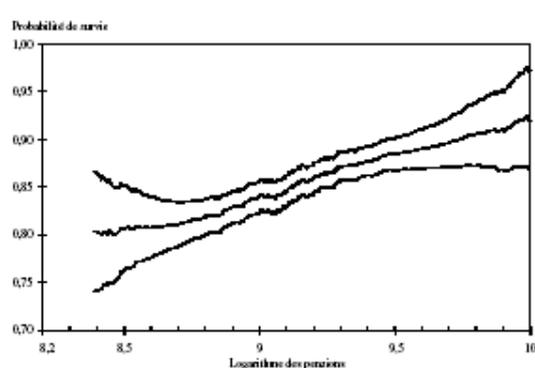
Dans cette étude sur les « Droits à la retraite et mortalité différentielle », les auteurs montrent (voir les graphiques suivants) que si l'effet revenu/mortalité paraît exister pour les hommes, celui-ci est beaucoup moins évident pour les femmes. Chez les hommes, la probabilité de survie augmente en fonction du revenu pour les quatre générations : 1918, 1922, 1926, 1930. En revanche chez les femmes, seule la génération 1918 voit sa probabilité de survie augmenter en fonction du revenu. Une courbe en « U » se dessine pour les générations 1926 et 1922, c'est à dire dans un premier temps une mortalité croissante avec le revenu puis une mortalité décroissante selon ce dernier. Enfin pour la génération 1930, la mortalité reste toujours croissante lorsque le revenu augmente.

⁵ Bommier A., Magnac T., Rapoport B., et Roger M., Droit à la retraite et mortalité différentielle, *Economie et prévision* 2005/2, p.1-16.

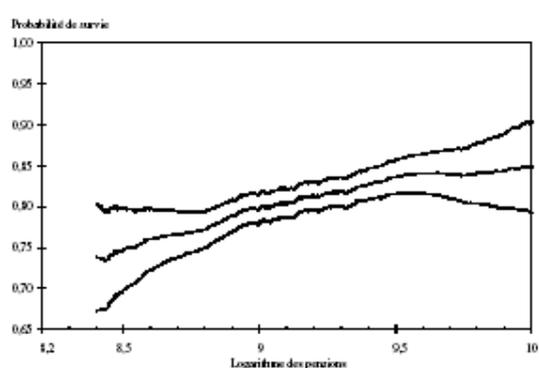
Figures 1 : probabilités de survie et revenu des hommes



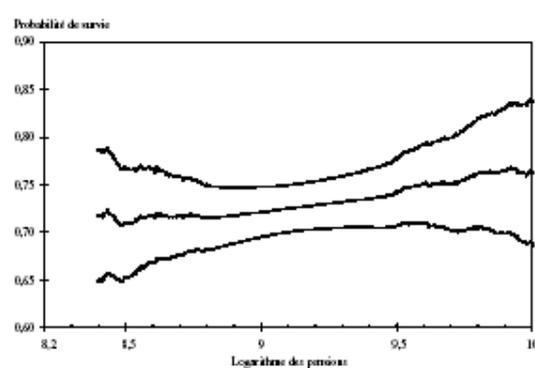
Suivie entre 1997 et 2001 des hommes de la génération 1930



Suivie entre 1997 et 2001 des hommes de la génération 1926

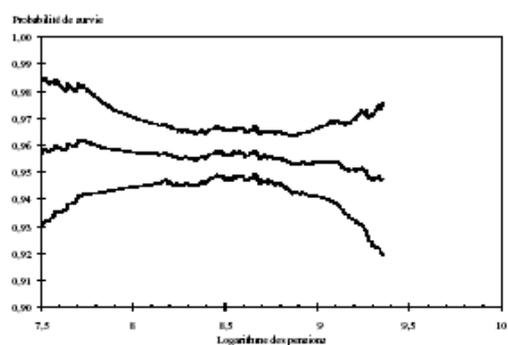


Suivie entre 1997 et 2001 des hommes de la génération 1922

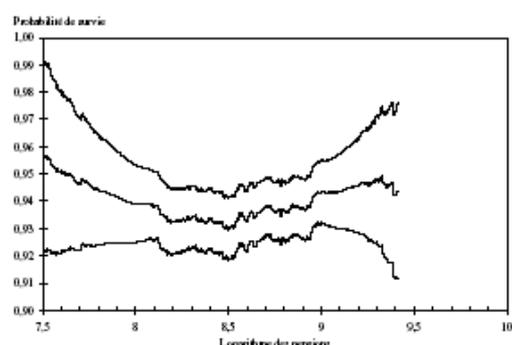


Suivie entre 1997 et 2001 des hommes de la génération 1918

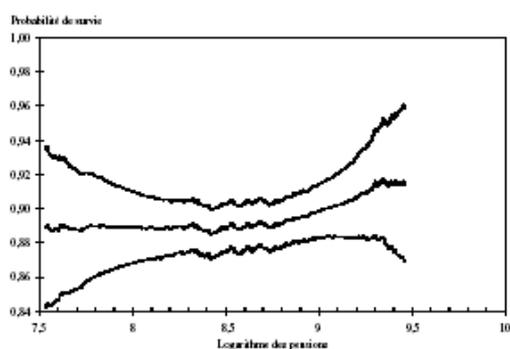
Figures 2 : probabilité de survie et revenu des femmes



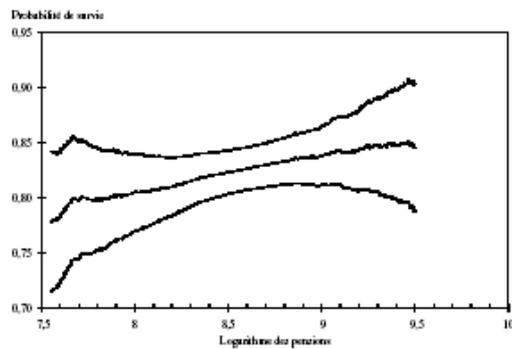
Suivie entre 1997 et 2001 des femmes de la génération 1930



Suivie entre 1997 et 2001 des femmes de la génération 1926



Suivie entre 1997 et 2001 des femmes de la génération 1922



Suivie entre 1997 et 2001 des femmes de la génération 1918

I.5. Le niveau d'études : un indicateur plus probant

Les analyses de I.Robert-Bobée et C.Monteil révèlent que lorsque le niveau de diplôme est pris en compte les valeurs des coefficients des catégories sociales diminuent. Cela signifie que le niveau d'études est un meilleur indicateur que la catégorie sociale ou que le revenu. Dans une même catégorie sociale, les individus restent trop hétérogènes en termes de conditions de vie, de modes de vie, de comportement à risque ou de préventions. Plus le niveau de diplôme est élevé moins les risques annuels de mortalité sont importants.

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

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,56***	0,77***	0,57***	0,80***	0,60***	0,88
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,68***	0,79***	0,66***	1,02	0,68***	0,86
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,52***	0,66***	0,53***	0,73**	0,57***	0,87
Profession intermédiaire	0,59***	0,83*	0,62***	0,93**	0,70***	0,83*
Employé	0,86***	0,87**	0,91***	0,99	0,99	0,90
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Inactif	1,95***	1,06	2,27***	1,33***	2,31***	1,22***
Diplôme						
Sans diplôme	1	1	1	1	1	1
CEP	0,87***	0,74***	0,92***	0,74***	0,84***	0,73***
BEPC	0,84***	0,71***	0,92	0,76***	0,73***	0,69***
CAP-BEP	0,78***	0,77***	0,79***	0,68***	0,73***	0,65***
Bac	0,79***	0,74***	0,83***	0,77***	0,71***	0,53***
≥ Bac + 2	0,75***	0,70***	0,73***	0,69***	0,58***	0,60***
1. Les résultats sont issus d'un modèle de Cox – modèle de durée à risques proportionnels (cf. encadré 3).						

*Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendant principalement de ce facteur. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si le coefficient est significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.*

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

I.6. La mortalité selon l'environnement social

a) L'état matrimonial : l'effet protecteur du mariage

L'état matrimonial explique de manière très significative la mortalité. Le modèle de Cox réalisé par I.Robert-Bobée et C.Monteil révèle des probabilités de décès supérieures pour les célibataires, les divorcés et les veufs avec respectivement des probabilités multipliées par 0.63, 0.69 et 1.94 par rapport aux personnes mariées pour les hommes sur la période 1991-1999. Les vertus protectrices du mariage vis-à-vis de la mortalité sont bien réelles. Toutefois, les explications demeurent incertaines.

L'hypothèse selon laquelle le mariage serait corrélé avec le statut économique est à écarter en raison de la méthode utilisée (mesure des effets toutes choses égales par ailleurs), on peut alors supposer un effet de sélection par la santé du mariage sur le marché des célibataires⁶.

Risques annuels de décès (odds ratio) des femmes et des hommes observés en moyenne sur diverses périodes : modèle 3

A – Périodes 1975-1984, 1983-1991 et 1991-1999

	1976-1984		1983-1991		1991-1999	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Catégorie sociale au recensement						
Agriculteur	0,61***	0,85**	0,64***	0,93	0,69**	1,06
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,77***	0,85	0,76***	1,17	0,61***	1,03
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,58***	0,66**	0,59***	0,6**	0,65***	0,96
Profession intermédiaire	0,63***	0,82**	0,66***	0,94	0,77***	0,89
Employé	0,64***	0,88**	0,66**	1,02	0,99	0,94
Ouvrier	1	1	1	1	1	1
Situation sur le marché du travail, à la date du recensement						
En emploi	1	1	1	1	1	1
Chômeur	2,33***	1,14	1,76***	1,65***	2,25**	1,73***
Inactif non retraité	1,98***	1,34***	2,43***	1,80***	2,74***	1,84***
Retraité (50 ans et plus)	1,72***	1,51***	1,72***	1,61***	1,75***	1,86***
Diplôme						
Sans diplôme	1	1	1	1	1	1
CEP	0,90***	0,77***	0,96	0,78***	0,89***	0,76***
BEPC	0,65***	0,74***	0,94	0,78***	0,76***	0,72***
CAP-BEP	0,80***	0,81***	0,82***	0,71***	0,60***	0,68***
Bac	0,78***	0,73***	0,84***	0,79***	0,77***	0,56***
≥ Bac + 2	0,77***	0,69***	0,76***	0,70***	0,63***	0,62***
Situation matrimoniale légale, à la date du recensement						
Marié	1	1	1	1	1	1
Situation inconnue (non-réponse)	1,38**	1,52*	1,47**	1,46*	1,41***	0,98
Célibataire	1,47***	1,63***	1,49***	1,80***	1,63***	1,80***
Veuf	1,51***	1,34***	1,52***	1,54***	1,94***	1,48***
Divorcé	1,73***	1,65***	1,83***	1,77***	1,69***	1,78***

Lecture : un coefficient supérieur à 1 indique un risque relatif annuel de décès plus élevé pour les personnes présentant cette caractéristique que celui mesuré pour les personnes présentant l'ensemble des caractéristiques prises comme référence. Le modèle intègre également l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle, les risques de décès dépendent principalement de ce facteur, mais également la catégorie sociale et le diplôme en 1990. Sans indication si le coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %, * si le coefficient est significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

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

Source : Échantillon Démographique Permanent, Insee.

b) Le nombre d'enfants : un effet bi-tendanciel

Le graphique suivant⁷ retrace les indices standardisés⁸ de mortalité des femmes selon le nombre d'enfants mis au monde. Ici encore, une courbe en « U » se dégage, les femmes qui n'ont pas d'enfants connaissent une surmortalité d'environ 15% par rapport à l'ensemble des femmes, tout comme celles qui ont cinq enfants ou plus.

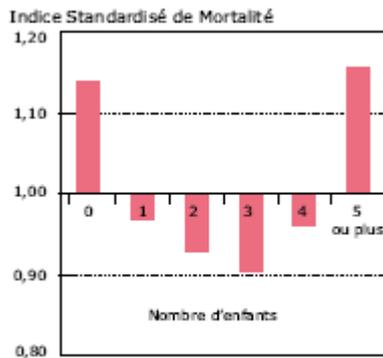
⁶ Mortalité, revenu et inégalités de revenu en France : une analyse multi-niveaux, Florence Jusot, juin 2004.

⁷ Lene Mejer, Isabelle Robert-Bobée, « Mortalité des femmes et environnement familial : Rôle protecteur de la vie de famille », *Insee Première* N° 892 - avril 2003, Insee.

⁸ L'indice standardisé de mortalité (ISM) est calculé, pour un groupe donné, comme le rapport entre le nombre de décès effectivement observés sur une période donnée et le nombre de décès qui seraient survenus au cours de cette même période si ce groupe avait été soumis à la mortalité par âge de l'ensemble de la population. Un rapport supérieur à 1 s'interprète comme une surmortalité dans le groupe.

Les femmes qui ont mis au monde entre 1 et 4 enfants bénéficient d'une mortalité inférieure à l'ensemble des femmes, avec un gain de 10% pour les femmes ayant mis au monde 3 enfants. Ces résultats sont à mettre en parallèle avec ce que l'on a vu précédemment, les femmes n'ayant jamais travaillé sont celles qui ont le plus d'enfants, ces mêmes femmes sont aussi les plus représentées parmi les femmes peu diplômées...

Mortalité des femmes selon le nombre d'enfants mis au monde



Champ : femmes de 45 à 64 ans en 1982, nées en France métropolitaine et vivant en ménages ordinaires.

Source : échantillon de mortalité - enquête famille de 1982, Insee

II. La mortalité différentielle au sein de la CNAV

L'allongement régulier de l'espérance de vie est, à présent, une donnée commune à tous les pays ; elle contribue à augmenter le nombre de retraités et les charges de pension. Ce nouveau risque, appelé risque de longévité, préoccupe les secteurs de la retraite. Les systèmes étatiques de sécurité sociale se trouvent soumis à une tension accrue, car des montants définis de capitaux sont utilisés pour financer des retraites pendant des durées plus longues qu'on ne l'avait prévu au moment de la création des régimes. Au cours de la dernière décennie, la dégradation de l'équilibre financier du Régime Général et les projets de réforme ont conduit à multiplier les projections démographiques et financières. Dans ce contexte, la construction de tables de mortalité appropriées devenait un préalable indispensable pour projeter, sur le long terme, la population du régime.

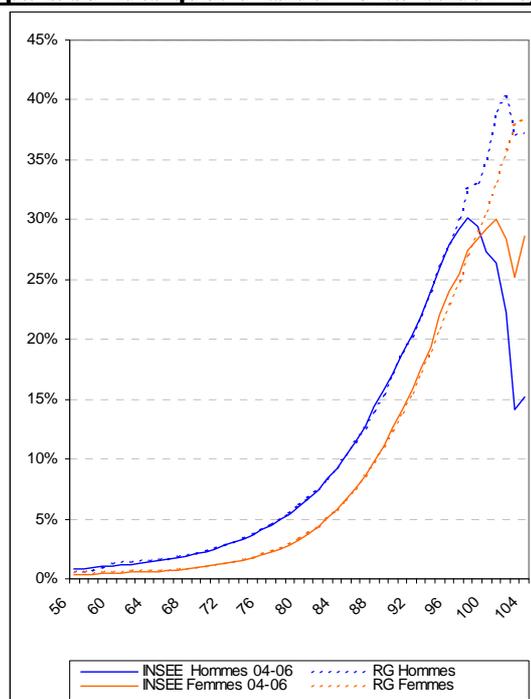
II.1. Les prestataires du Régime Général : le reflet de la population française

La mortalité au Régime Général est très proche de la mortalité nationale.

Les quotients de mortalité du Régime Général sont corrélés⁹ aux quotients de l'INSEE, que ce soit pour les femmes ou les hommes. Par ailleurs, la mortalité masculine est très supérieure à la mortalité féminine.

Nous remarquons toutefois qu'entre 60 et 65 ans, il existe une surmortalité au Régime Général. Les retraités ont une mortalité 20% à 30% supérieure - selon le sexe - à la mortalité nationale. Puis, entre 88 et 93 ans pour les hommes et à partir de 90 ans pour les femmes, une légère sous-mortalité des retraités du régime est identifiable.

Graphique I : Comparaison des quotients de mortalité du Régime Général et de l'INSEE



⁹ Le coefficient de corrélation est très proche de 1 : il est égal à 0,91 pour les hommes et 0,98 pour les femmes.

Il apparaît également un écart important dans la queue de distribution des quotients de mortalité des femmes et des hommes. En effet, la courbe de mortalité de l'INSEE connaît un fléchissement qui n'apparaît que plus tardivement et dans une moindre proportion au Régime Général.

Excepté ces quelques divergences, la mortalité du Régime Général est analogue à celle de la population française.

Néanmoins, à la suite des réformes réalisées ces dernières années, le pilotage du Régime Général requiert de plus en plus de disposer de projections détaillées permettant d'établir un diagnostic précis de sa situation démographique et financière à long terme.

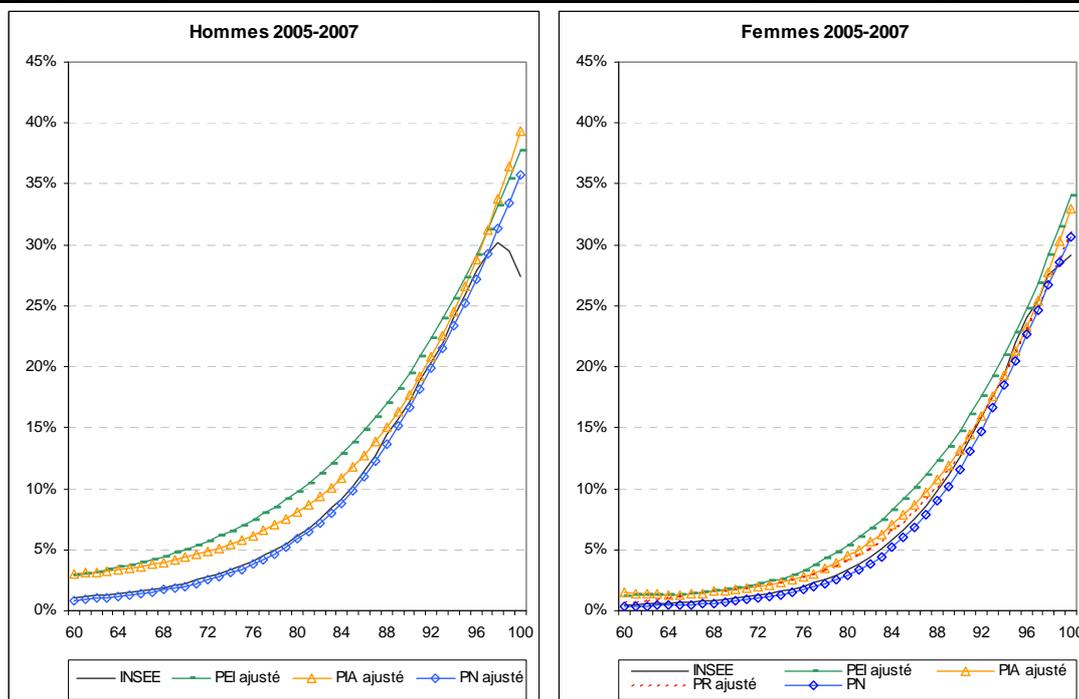
L'élaboration de tables de mortalité différenciées en fonction du type de pension et du lieu de résidence apporte donc une aide réelle en matière de gestion du risque.

II.2. L'intérêt de la mortalité différentielle au Régime Général

La mortalité se différencie en fonction du type de pension servie ...

Quatre catégories de pension coexistent au sein du Régime Général : pensions normales, pensions d'ex-invalides, pensions au titre de l'incapacité et pensions de réversion. Chacune correspond à des profils d'assurés différents.

Graphique II. : Quotients de mortalité (ajustés) au Régime Général, par âge, sexe et type de pension



Nomenclature Graphique II : PEI : pensions d'ex-invalides, PIA : pensions d'incapables et assimilés, PN : pensions normales et PR : pensions de réversion.

a) Une sous-mortalité des titulaires d'une pension normale

Les bénéficiaires d'une pension normale ont une mortalité inférieure à celle de la population nationale ; l'écart disparaît progressivement aux âges élevés. A 60 ans, la mortalité est inférieure de près de 40% pour les femmes et de 20% pour les hommes. Cette sous-mortalité s'explique par le fait que les titulaires d'une pension normale représentent une sélection de population. En effet, au moment de l'attribution de leur pension, ils n'étaient, a priori, ni invalides ni inaptes et, par conséquent, leur mortalité est inférieure à la moyenne.

Les hommes titulaires d'une pension normale vivent en moyenne 1 an de plus que l'ensemble de la population masculine du Régime Général ; pour les femmes, cet écart est de 1 an et demi. A 60 ans, l'espérance de vie des titulaires d'une pension normale est de plus de 22 ans pour les hommes et de plus de 27 ans et demi pour les femmes.

b) Une surmortalité des pensionnés au titre de l'invalidité

La mortalité des ex-invalides est très supérieure à celle de l'INSEE, plus de deux fois et demi supérieure à 60 ans, quel que soit leur sexe. Toutefois, cet écart se réduit avec l'âge pour atteindre à 95 ans, 14% pour les hommes et 7% pour les femmes.

Cette différence se justifie par un état de santé plus précaire que la moyenne. A 60 ans, l'espérance de vie des invalides est plus faible que celle des autres pensionnés : 16 ans pour les hommes et moins de 23 ans pour les femmes.

c) Une population de pensionnés au titre de l'inaptitude assez hétérogène

Les titulaires d'une pension d'inaptitude forment une population en phase de mutation :

- ❖ les plus âgés sont un regroupement de diverses catégories de personnes : des « vrais inaptes » et des assimilés (anciens combattants, prisonniers de guerres, déportés...),
- ❖ les plus jeunes sont de « vrais inaptes », au sens médical du terme.

Du fait de l'hétérogénéité de la population d'inaptes, leur mortalité est très particulière. Très forte pour les jeunes retraités (plus de 3 fois supérieure pour les femmes et près de 3 fois et demi supérieure pour les hommes), elle dépasse même la mortalité des invalides. Elle rejoint par la suite le niveau de mortalité des pensions normales.

A 60 ans, l'espérance de vie des inaptes est supérieure à celle des invalides : elle s'élève à 16 ans et 9 mois pour les hommes et à 23 ans et 6 mois pour les femmes.

La surmortalité des invalides et des inaptes permet d'expliquer en partie la surmortalité des prestataires du Régime Général de moins de 65 ans.

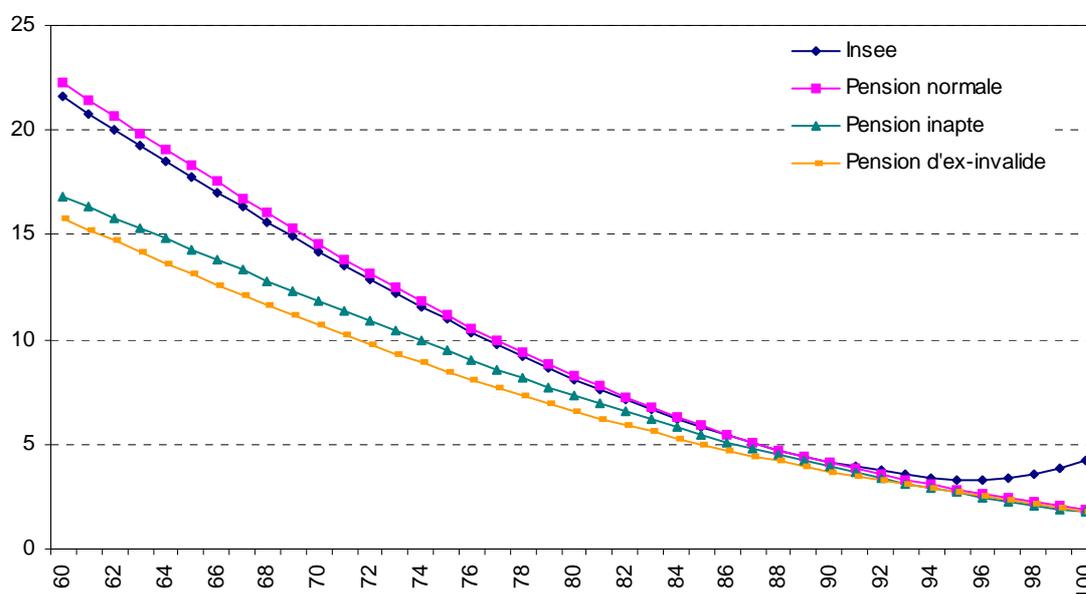
En effet avant cet âge, il existe une plus forte proportion de ces catégories de pensions puisque la pension d'ex-invalides est attribuée systématiquement à 60 ans et que la pension au titre de l'inaptitude permet d'obtenir le taux plein avant 65 ans même si les conditions de durée d'assurance ne sont pas remplies.

d) Les pensions de réversion : une surmortalité qui se résorbe avec l'âge

Les pensions de réversion servies seules, c'est-à-dire sans autre droit au Régime Général, concernent à 97% des femmes. L'étude ne porte que sur elles, l'effectif des hommes étant trop faible.

Les titulaires de pension de réversion ont, à 60 ans, une mortalité supérieure de 47% à la mortalité générale ; à 65 ans, elle est supérieure à 80%. Néanmoins, à partir de 90 ans, elle est équivalente à la mortalité générale. A 60 ans, l'espérance de vie d'une femme veuve est de 24 ans et 4 mois, soit presque trois ans et demi de moins qu'une femme bénéficiant d'une pension normale.

Espérance de vie selon l'âge et le type de pension - Hommes



Espérance de vie selon l'âge et le type de pension - Femmes

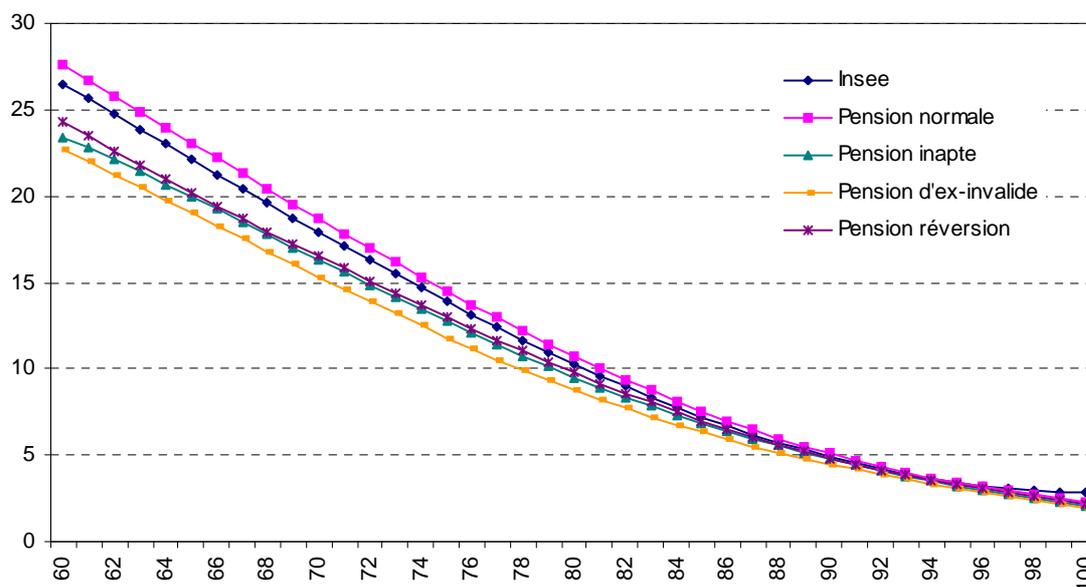


Table de l'INSEE 2004-2006¹⁰

Age x	INSEE 2004-2006			
	HOMMES		FEMMES	
	q _x	e _x	q _x	e _x
56	0,83%	24,72	0,35%	30,04
57	0,88%	23,92	0,37%	29,15
58	0,95%	23,13	0,40%	28,26
59	1,03%	22,35	0,44%	27,37
60	1,08%	21,57	0,47%	26,49
61	1,14%	20,80	0,49%	25,61
62	1,22%	20,04	0,53%	24,73
63	1,32%	19,28	0,57%	23,86
64	1,41%	18,53	0,60%	23,00
65	1,51%	17,78	0,64%	22,13
66	1,62%	17,05	0,70%	21,27
67	1,76%	16,32	0,76%	20,42
68	1,91%	15,60	0,84%	19,57
69	2,09%	14,90	0,92%	18,73
70	2,25%	14,20	1,01%	17,90
71	2,51%	13,52	1,12%	17,08
72	2,77%	12,85	1,25%	16,27
73	3,04%	12,21	1,39%	15,47
74	3,35%	11,57	1,59%	14,68
75	3,68%	10,96	1,76%	13,91
76	4,08%	10,36	2,01%	13,15
77	4,47%	9,78	2,28%	12,40
78	4,92%	9,21	2,53%	11,68
79	5,38%	8,66	2,87%	10,97
80	6,11%	8,13	3,32%	10,28
81	6,73%	7,62	3,78%	9,62
82	7,47%	7,14	4,38%	8,97
83	8,41%	6,67	5,07%	8,36
84	9,15%	6,24	5,75%	7,78
85	10,20%	5,82	6,60%	7,23
86	11,43%	5,42	7,57%	6,70
87	12,71%	5,06	8,60%	6,21
88	14,41%	4,72	9,79%	5,75
89	15,77%	4,43	11,09%	5,32
90	17,14%	4,16	12,60%	4,92
91	18,83%	3,92	14,09%	4,55
92	20,33%	3,72	15,82%	4,22
93	21,90%	3,54	17,61%	3,92
94	24,04%	3,39	19,37%	3,65
95	25,88%	3,30	21,99%	3,41
96	27,88%	3,28	24,01%	3,23
97	29,21%	3,35	25,49%	3,09
98	30,18%	3,53	27,50%	2,97
99	29,45%	3,84	28,37%	2,91
100	27,37%	4,24	29,21%	2,86
101	26,36%	4,65	29,98%	2,84
102	22,32%	5,13	28,38%	2,84
103	14,15%	5,46	25,20%	2,76
104	15,17%	5,28	28,62%	2,53

Mortalité générale 2005-2007 : Quotients de mortalité et espérances de vie des retraités du Régime Général

Régime Général 2005-2007				
Age x	HOMMES		FEMMES	
	q _x	e _x	q _x	e _x
56	0,60%	25,25	0,55%	29,58
57	0,64%	24,40	0,54%	28,74
58	0,70%	23,55	0,52%	27,90
59	0,96%	22,72	0,56%	27,04
60	1,29%	21,22	0,62%	26,19
61	1,38%	20,49	0,65%	25,35
62	1,41%	19,77	0,67%	24,51
63	1,48%	19,05	0,73%	23,67
64	1,56%	18,33	0,73%	22,84
65	1,62%	17,61	0,71%	22,00
66	1,70%	16,89	0,74%	21,16
67	1,84%	16,18	0,80%	20,31
68	2,00%	15,47	0,88%	19,47
69	2,16%	14,78	0,95%	18,64
70	2,33%	14,09	1,05%	17,81
71	2,57%	13,41	1,17%	17,00
72	2,82%	12,75	1,29%	16,19
73	3,09%	12,11	1,44%	15,40
74	3,39%	11,48	1,61%	14,62
75	3,72%	10,87	1,82%	13,85
76	4,13%	10,27	2,06%	13,09
77	4,55%	9,69	2,33%	12,36
78	4,99%	9,12	2,64%	11,64
79	5,57%	8,58	2,99%	10,94
80	6,23%	8,05	3,43%	10,27
81	6,87%	7,55	3,89%	9,61
82	7,56%	7,07	4,41%	8,98
83	8,37%	6,61	5,05%	8,37
84	9,29%	6,17	5,80%	7,79
85	10,33%	5,75	6,63%	7,24
86	11,48%	5,36	7,56%	6,72
87	12,64%	4,99	8,63%	6,23
88	13,97%	4,64	9,75%	5,77
89	15,45%	4,31	11,02%	5,34
90	17,19%	4,00	12,41%	4,94
91	18,92%	3,73	13,89%	4,57
92	20,32%	3,48	15,52%	4,23
93	22,08%	3,24	17,30%	3,91
94	24,07%	3,02	19,04%	3,62
95	26,31%	2,82	21,00%	3,36
96	27,98%	2,65	22,98%	3,12
97	30,15%	2,48	24,85%	2,90
98	32,64%	2,34	27,15%	2,69
99	33,07%	2,23	28,95%	2,51
100	35,10%	2,09	30,78%	2,32
101	39,07%	1,94	33,25%	2,13
102	40,30%	1,87	35,83%	1,95
103	37,17%	1,79	37,96%	1,75
104	37,26%	1,56	38,57%	1,52

Aide à la lecture :

Un **homme**, à qui l'on attribue à un droit personnel au Régime Général à 56 ans, peut espérer profiter de sa retraite pendant 25 ans et 3 mois. La probabilité qu'il décède avant son 57^{ème} anniversaire est de 0,60%.

Une **femme**, pensionnée au Régime Général, âgée de 71 ans, peut espérer profiter de sa retraite pendant encore 17 ans. La probabilité qu'elle décède avant son 72^{ème} anniversaire est de 1,17%.

Mortalité différentielle 2005-2007 : Quotients de mortalité ajustés et espérances de vie

Type de pension servie :

Régime Général 2005-2007						
HOMMES						
Age x	pensions normales		pensions d'ex-invalides		pensions d'inaptes	
	q _x	e _x	q _x	e _x	q _x	e _x
60	0,86%	22,28	2,86%	15,81	2,99%	16,81
61	0,93%	21,47	3,01%	15,26	3,07%	16,31
62	1,00%	20,67	3,17%	14,72	3,16%	15,81
63	1,08%	19,87	3,34%	14,18	3,27%	15,31
64	1,17%	19,08	3,53%	13,65	3,38%	14,81
65	1,28%	18,30	3,73%	13,13	3,50%	14,31
66	1,39%	17,53	3,95%	12,62	3,64%	13,81
67	1,53%	16,77	4,19%	12,12	3,80%	13,32
68	1,70%	16,02	4,45%	11,63	3,97%	12,82
69	1,85%	15,29	4,73%	11,15	4,15%	12,33
70	2,02%	14,57	5,03%	10,68	4,36%	11,84
71	2,25%	13,86	5,36%	10,22	4,59%	11,36
72	2,50%	13,17	5,71%	9,77	4,84%	10,88
73	2,76%	12,49	6,09%	9,33	5,12%	10,41
74	3,07%	11,83	6,50%	8,90	5,43%	9,95
75	3,39%	11,19	6,95%	8,49	5,77%	9,49
76	3,80%	10,57	7,42%	8,08	6,15%	9,04
77	4,22%	9,96	7,94%	7,69	6,56%	8,60
78	4,65%	9,38	8,50%	7,31	7,02%	8,17
79	5,23%	8,82	9,10%	6,94	7,52%	7,75
80	5,88%	8,27	9,74%	6,59	8,08%	7,33
81	6,49%	7,76	10,44%	6,25	8,69%	6,94
82	7,16%	7,26	11,18%	5,91	9,36%	6,55
83	7,93%	6,78	11,99%	5,60	10,10%	6,17
84	8,81%	6,33	12,85%	5,29	10,90%	5,81
85	9,83%	5,89	13,77%	5,00	11,79%	5,46
86	10,98%	5,48	14,77%	4,72	12,77%	5,12
87	12,29%	5,09	15,83%	4,45	13,83%	4,80
88	13,66%	4,73	16,97%	4,19	15,00%	4,49
89	15,10%	4,40	18,19%	3,94	16,27%	4,19
90	16,61%	4,10	19,48%	3,71	17,66%	3,91
91	18,19%	3,81	20,87%	3,48	19,17%	3,64
92	19,85%	3,55	22,35%	3,27	20,81%	3,38
93	21,57%	3,31	23,91%	3,07	22,58%	3,14
94	23,37%	3,08	25,58%	2,87	24,51%	2,91
95	25,25%	2,87	27,34%	2,69	26,58%	2,69
96	27,20%	2,67	29,21%	2,51	28,81%	2,49
97	29,22%	2,47	31,18%	2,34	31,20%	2,29
98	31,32%	2,29	33,25%	2,17	33,75%	2,11
99	33,49%	2,11	35,43%	2,00	36,47%	1,93
100	35,72%	1,91	37,71%	1,83	39,35%	1,74

Régime Général 2005-2007								
FEMMES								
Age x	pensions normales *		pensions d'ex-invalides		pensions d'inaptes		pensions de réversion	
	q _x	e _x	q _x	e _x	q _x	e _x	q _x	e _x
60	0,29%	27,62	1,19%	22,71	1,56%	23,43	0,70%	24,28
61	0,33%	26,69	1,23%	21,98	1,44%	22,80	0,75%	23,45
62	0,37%	25,78	1,24%	21,25	1,33%	22,12	0,79%	22,62
63	0,42%	24,88	1,26%	20,51	1,36%	21,42	0,91%	21,80
64	0,44%	23,98	1,28%	19,76	1,33%	20,70	1,02%	20,99
65	0,46%	23,08	1,32%	19,01	1,31%	19,97	1,15%	20,20
66	0,51%	22,19	1,44%	18,26	1,35%	19,23	1,34%	19,43
67	0,57%	21,30	1,52%	17,52	1,43%	18,49	1,49%	18,69
68	0,62%	20,42	1,59%	16,78	1,58%	17,75	1,60%	17,96
69	0,70%	19,54	1,71%	16,04	1,64%	17,03	1,64%	17,25
70	0,79%	18,68	1,82%	15,31	1,72%	16,30	1,69%	16,53
71	0,90%	17,82	2,01%	14,59	1,85%	15,58	1,87%	15,80
72	1,00%	16,98	2,23%	13,88	1,96%	14,86	2,04%	15,09
73	1,12%	16,14	2,43%	13,18	2,10%	14,15	2,20%	14,40
74	1,29%	15,32	2,49%	12,50	2,27%	13,44	2,34%	13,71
75	1,46%	14,51	2,88%	11,81	2,57%	12,74	2,52%	13,03
76	1,68%	13,72	3,30%	11,14	2,83%	12,07	2,77%	12,35
77	1,94%	12,95	3,75%	10,50	3,06%	11,40	3,02%	11,69
78	2,20%	12,19	4,24%	9,89	3,50%	10,75	3,35%	11,04
79	2,53%	11,46	4,78%	9,31	3,96%	10,12	3,70%	10,40
80	2,93%	10,74	5,37%	8,75	4,46%	9,52	4,14%	9,78
81	3,35%	10,05	6,00%	8,22	5,02%	8,94	4,67%	9,18
82	3,83%	9,38	6,69%	7,71	5,63%	8,38	5,13%	8,61
83	4,42%	8,74	7,44%	7,23	6,30%	7,85	5,79%	8,05
84	5,15%	8,12	8,26%	6,77	7,03%	7,35	6,60%	7,51
85	5,98%	7,53	9,14%	6,34	7,84%	6,87	7,31%	7,00
86	6,86%	6,98	10,09%	5,92	8,72%	6,41	8,24%	6,52
87	7,92%	6,46	11,12%	5,53	9,68%	5,97	9,23%	6,06
88	9,06%	5,97	12,24%	5,16	10,74%	5,56	10,18%	5,62
89	10,24%	5,51	13,44%	4,81	11,89%	5,17	11,57%	5,20
90	11,63%	5,08	14,74%	4,48	13,15%	4,80	13,02%	4,82
91	13,09%	4,69	16,13%	4,17	14,51%	4,45	14,53%	4,46
92	14,75%	4,32	17,64%	3,87	16,00%	4,12	16,11%	4,14
93	16,68%	3,98	19,25%	3,60	17,61%	3,81	17,75%	3,84
94	18,49%	3,67	20,98%	3,34	19,36%	3,51	19,47%	3,56
95	20,50%	3,40	22,82%	3,09	21,24%	3,24	21,25%	3,30
96	22,68%	3,14	24,79%	2,85	23,28%	2,98	23,09%	3,05
97	24,60%	2,92	26,89%	2,63	25,46%	2,73	25,01%	2,82
98	26,72%	2,71	29,12%	2,41	27,81%	2,49	26,99%	2,59
99	28,52%	2,51	31,48%	2,20	30,32%	2,25	29,04%	2,36
100	30,62%	2,31	33,97%	1,98	32,98%	2,02	31,15%	2,13

* Attention : Les pensions normales féminines ne nécessitent pas d'ajustement. Il s'agit donc des quotients bruts 18