

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 24 mars 2010 - 9 h 30

« Espérance de vie, durée de cotisation et âges de départ à la retraite »

Document N°4

<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

Différences d'espérance de vie et de durée de vie passée en retraite

selon la durée validée au cours de la carrière

DREES – BRETR N° 10-46

Virginie Christel – Patrick Aubert

19 mars 2010



Liberté • Égalité • Fraternité

RÉPUBLIQUE FRANÇAISE

Ministère du travail, des relations sociales, de la famille, de la solidarité et de la ville
Ministère du budget, des comptes publics, de la fonction publique et de la réforme de l'Etat
Ministère de la santé et des sports

**Direction de la recherche, des études,
de l'évaluation et des statistiques**
**Sous-direction 'observation de la
solidarité'**

Bureau 'retraites'

Dossier suivi par : Virginie Christel / Patrick Aubert

Mél : virginie.christel@sante.gouv.fr / [mailto:
patrick.aubert@sante.gouv.fr](mailto:patrick.aubert@sante.gouv.fr)

Paris, le 19 mars 2010

DREES-BRETR N° 10-46

Chemin d'accès document :

Note 10-46 - espérance de vie et durée validée.doc

Objet : Différences d'espérance de vie et de durée de vie passée en retraite selon la durée validée au cours de la carrière

L'espérance de vie est plus élevée pour les personnes des catégories sociales les plus aisées. Pour le système de retraite, la compensation de ces différentiels sociaux d'espérance de vie nécessiterait donc que les catégories sociales les plus aisées partent plus tard à la retraite que les moins aisées. La durée requise pour le taux plein peut pour cela sembler un levier efficace : si les individus les plus diplômés, qui sont entrés plus tardivement sur le marché du travail, en raison d'études plus longues, ont validé en moyenne à 60 ans moins de trimestres que les individus moins diplômés, le fait de conditionner le bénéfice du taux plein avant 65 ans à un critère de durée validée suffisamment longue incite effectivement les catégories sociales les plus aisées à partir à la retraite plus tard.

Pour que la durée requise pour le taux plein permette effectivement de compenser au moins partiellement le différentiel social d'espérance de vie, il faut cependant qu'il existe bien un lien direct entre durée validée à 60 ans et catégorie sociale. A défaut de vérifier directement ce lien statistique, on peut s'intéresser à celui qui existe entre l'espérance de vie et la durée validée.

La présente note vise à illustrer ce lien, à partir d'observations portant sur les personnes de la génération née en 1938.

La durée validée par ces personnes est observée dans les données de l'échantillon inter-régimes de retraités (EIR) de 2004, produit par la DREES. L'espérance de vie est imputée à partir d'un modèle de durée de vie, qui peut être estimé grâce à l'observation de la mortalité entre les différentes vagues pour les personnes échantillonnées dans l'EIR (vagues 1993, 1997, 2001 et 2004). Cette espérance de vie imputée est conditionnelle aux caractéristiques observées des retraités, et prend donc bien en compte les différences de mortalité entre retraités selon leur niveau de pension, le fait qu'il soit cadre ou non, leur régime d'appartenance, leur date de liquidation, etc.¹ (cf. annexe 1 pour une présentation du modèle d'imputation).

Notons par ailleurs que la génération étudiée ici, née en 1938, n'a pas bénéficié du dispositif de carrières longues, mis en place suite à la réforme de 2003. Ce dispositif a pu avoir pour effet de diminuer la durée de carrière des personnes entrées très tôt sur le marché du travail, mais aussi d'allonger leur durée de vie passée en retraite. Les deux effets se conjuguent pour réduire les disparités entre personnes entrées plus ou moins tôt sur le marché du travail, pour les générations nées après 1945.

¹ Ces espérances de vie conditionnelles imputées ne traduisent pas, bien sûr, toute l'hétérogénéité des âges observés au décès, d'une part parce que les espérances de vie sont par nature des moyennes et non des observations individuelles, d'autre part parce qu'il existe des facteurs différentiels de mortalité qui peuvent être totalement indépendants des caractéristiques de la retraite (par exemple le fait de fumer). L'analyse développée dans cette note n'est donc pas rigoureusement identique à une analyse des âges au décès en fonction de la durée validée. De même, les écarts d'espérance de vie considérés dans cette note peuvent ne pas être rigoureusement égaux aux écarts totaux entre groupes.

1) Les écarts d'espérance de vie sont de l'ordre de 1 à 2 ans selon la durée validée, soit une amplitude inférieure à celle des écarts entre catégories socioprofessionnelles

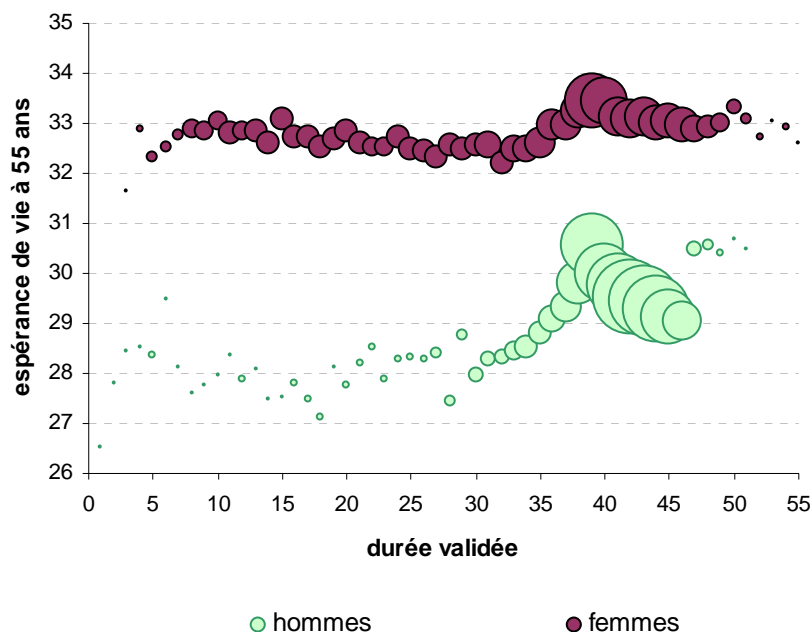
Pour les personnes à carrière complète, l'espérance de vie des retraités décroît, en moyenne, avec le nombre d'annuités validées (cf. graphique 1).

Pour la génération 1938, les retraités qui affichent les carrières les plus longues (en termes de durée validée tous régimes) ont ainsi une espérance de vie plus faible en moyenne par rapport aux retraités qui ont validé entre 38 et 40 annuités, et ce constat vaut pour les hommes comme pour les femmes, même s'il est nettement atténué pour ces dernières. L'espérance de vie à 55 ans est de 29,1 années pour les hommes et 33,1 pour les femmes ayant validé 45 annuités², contre 30,6 pour les hommes ayant validé 39 annuités (écart de +1,5 an) et 33,5 pour les femmes ayant validé 40 annuités (écart de +0,4 an).

Pour les carrières incomplètes et parmi les hommes, la relation entre durée validée et espérance de vie est inverse, au sens où l'espérance de vie moyenne croît avec le nombre d'annuités validées. Une carrière courte pour un homme tient en effet probablement à des problèmes de santé précoces, préexistants ou apparus au cours de la vie active.

Graphique 1 :

Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne selon la durée validée tous régimes pour la génération 1938.



Source : DREES, EIR 2004 ; calculs DREES pour l'imputation de l'espérance de vie (modèle d'espérance de vie estimé à partir des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 de l'EIR)

Champ : retraités résidant en France nés en 1938, pondérés pour être représentatifs des personnes de la génération en vie à l'âge de 55 ans

NB : la taille des ronds est proportionnelle aux effectifs. La durée validée est exprimée en années.

La corrélation négative entre durée validée et espérance de vie pour les personnes à carrière complète reflète en partie les différentiels sociaux de mortalité : pour les générations anciennes, comme la génération 1938, les carrières longues sont souvent le fait de personnes entrées tôt sur le marché du travail, peu diplômées et plus souvent ouvrier ou employé. Néanmoins, les différentiels d'espérance de vie selon le nombre d'annuités validées apparaissent assez modérés. Leur amplitude ressort inférieure aux disparités

² Contrairement aux retraités nés dans la deuxième moitié des années 40, ceux de la génération 1938 n'ont pas bénéficié du dispositif de départ anticipé pour carrière longue, mis en place par la réforme de 2003. Les durées validées élevées (plus de 42 ans) sont donc relativement fréquentes, en particulier pour les hommes.

liées à la catégorie socioprofessionnelle : elle est en effet de l'ordre de 1 à 2 ans selon la durée validée, à comparer à des écarts de 3 à 4 ans entre l'espérance de vie des cadres et celle des ouvriers (cf. annexe 2).

La faible amplitude des écarts liés au nombre d'annuités, pour les hommes comme pour les femmes, traduit la relative complexité des liens entre catégorie sociale et nombre d'annuités. Les durées validées les plus longues ne sont ainsi pas l'apanage des seuls ouvriers, même si elles sont plus fréquentes pour cette catégorie sociale. En effet, les professions libérales, par exemple, affichent également des durées de carrière assez importantes. Par ailleurs, les personnes ayant fait des études longues, entrées tard sur le marché du travail et ayant une espérance de vie plus élevée, continuent plus souvent de travailler après 60 ans. Ce phénomène contribue à limiter les écarts de durée validée selon la catégorie sociale. Enfin, pour les femmes, la durée validée retrace de façon plus imparfaite la durée de carrière du fait des majorations pour enfants et de l'AVPF. Dès lors, les écarts d'espérance de vie selon la durée validée apparaissent encore plus ténus que dans le cas des hommes.

Outre ces remarques, il faut souligner que la comparaison des espérances de vie selon la durée validée n'illustre qu'imparfaitement la capacité du système de retraite à corriger, au moins en partie, les différentiels sociaux de mortalité. Si l'on s'intéresse à cette problématique, ce sont les durées passées en retraite, plus que les espérances de vie proprement dites, qu'il est pertinent d'analyser.

2) Les écarts de durée passée en retraite sont atténués par rapport aux écarts d'espérance de vie

Pour s'affranchir des effets de fin de carrière et d'hétérogénéité entre régimes³, le graphique suivant (cf. *graphique 2*) présente, sur un champ restreint aux salariés du secteur privé (régime général et MSA salariés), la durée passée à la retraite, calculée pour chaque individu comme la différence entre son espérance de vie et sa date de liquidation, en fonction du nombre d'annuités validées avant l'âge de 60 ans. On se restreint de plus dans cette partie aux salariés à carrière complète ou « quasi-complète » (au moins 36 ans validés à l'âge de 60 ans).

Entre les hommes ayant validé 36 années avant 60 ans et ceux en ayant validé 46, l'écart d'espérance de vie est de 2,1 années. Cet écart est plus fort que celui observé sur l'ensemble de la population (pour rappel : 1,5 an, cf. 1), puisque l'ensemble considéré, celui des salariés du privé, est ici plus homogène. Dans la population entière, les indépendants, qui associent souvent carrière très longue et espérance de vie élevée, contribuent à réduire la corrélation négative entre durée validée et espérance de vie.

S'ils vivent plus longtemps, les hommes ayant validé des durées plus courtes avant 60 ans liquident aussi plus tardivement (62,1 ans contre 60,4). Au total, les écarts d'espérance de vie en retraite sont donc plus faibles que les espérances de vie : ils n'excèdent pas 1,5 an⁴. Si l'on considère que la liquidation plus tardive des personnes n'ayant pas validé une carrière complète avant 60 ans s'explique bien, au moins en partie, par les incitations créées par le système de retraite, fondé sur une durée requise pour pouvoir liquider au taux plein avant 65 ans, alors on peut dire que ce système de retraite a effectivement un effet correctif sur les inégalités d'espérance de vie⁵.

De surcroît, la relation entre durée de vie en retraite et durée validée n'est pas linéaire, contrairement à l'espérance de vie, qui est d'autant plus faible que la durée validée est longue. Cette durée de vie en retraite est en fait maximale pour les hommes ayant validé 39 ans à l'âge de 60 ans, c'est-à-dire les hommes n'étant pas entrés sur le marché du travail trop tôt, mais quand même suffisamment tôt pour disposer d'une durée suffisante pour pouvoir liquider au taux plein dès 60 ans.

³ Outre les différences déjà évoquées entre indépendants et salariés, les différences de législation en ce qui concerne le calcul de la durée validée ajoutent à l'hétérogénéité entre régimes. Cette dernière inclut en effet, pour certains régimes, des bonifications liées à la nature et la pénibilité des postes exercés, et non à une durée de carrière réelle.

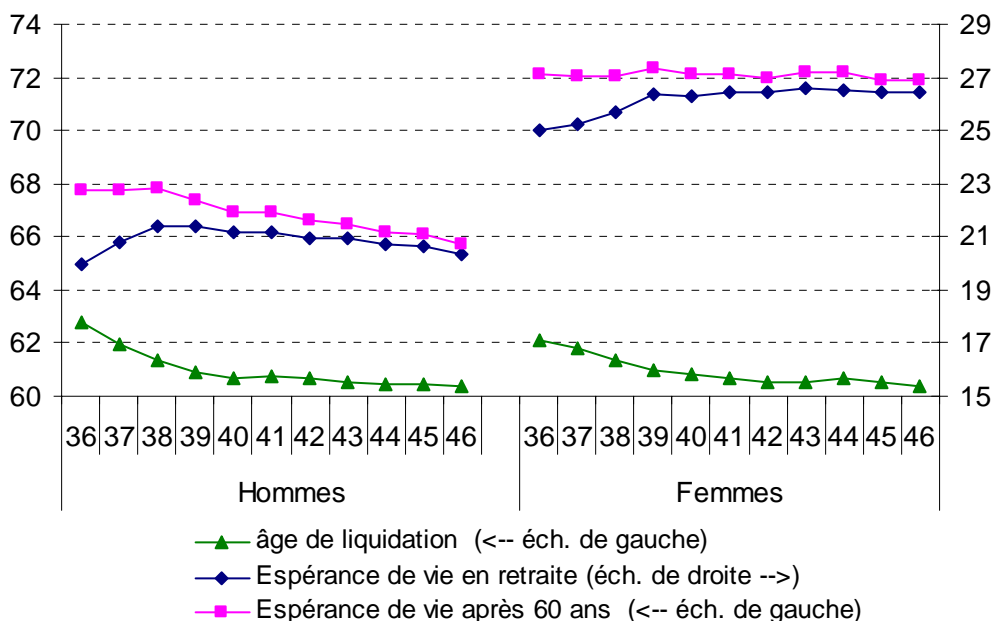
⁴ Les hommes ayant validé 36 années à 60 ans sont en grande partie des personnes entrées tard sur le marché du travail car ayant réalisé des études longues, mais pas uniquement. Une partie de cette population est constituée de personnes ayant validé une durée totale plus courte car étant déjà sorties du marché du travail avant 60 ans. Cet effet de composition contribue à réduire les écarts avec les hommes ayant validé des durées très longues. Si l'on se restreint aux hommes qui liquident leur retraite avec la durée suffisante pour le taux plein (cf. *infra*), les écarts sont plus importants : 3,2 années (écart d'espérance de vie après 60 ans) et 1,9 année (écart d'espérance de vie en retraite), au lieu de 2,1 et 1,5 an.

⁵ Il est cependant impossible de déterminer dans quelle mesure c'est ce mécanisme particulier de durée requise pour le taux plein qui joue effectivement pour corriger les inégalités d'espérance de vie. La liquidation plus tardive des personnes ayant eu une carrière plus courte avant 60 ans pourrait aussi s'expliquer par d'autres facteurs (intérêt des emplois occupés, conditions de travail, état de santé, ...), sans qu'il soit possible de faire totalement la part des choses entre les impacts respectifs de chacun des facteurs.

Pour les femmes, les faibles durées validées avant 60 ans vont de pair avec une durée de retraite plus courte (cf. *graphique 2*). En effet, les femmes qui n'ont pas acquis suffisamment de trimestres au cours de leur carrière liquident plus tardivement, voire doivent attendre 65 ans pour obtenir une liquidation de leur pension à taux plein. Or l'espérance de vie des femmes est relativement stable selon la durée validée. Les écarts d'âge de liquidation se traduisent donc par des écarts de durée de vie en retraite d'ampleur quasi identique.

Graphique 2 :

Espérance de vie après 60 ans , espérance de vie en retraite et âge de liquidation pour les salarié(e)s du privé, selon la durée validée



Champ : retraités nés en 1938, résidant en France salariés du privé (*affiliés au régime général et à la MSA salariés*), pondérés pour être représentatifs des personnes en vie à l'âge de 55 ans.

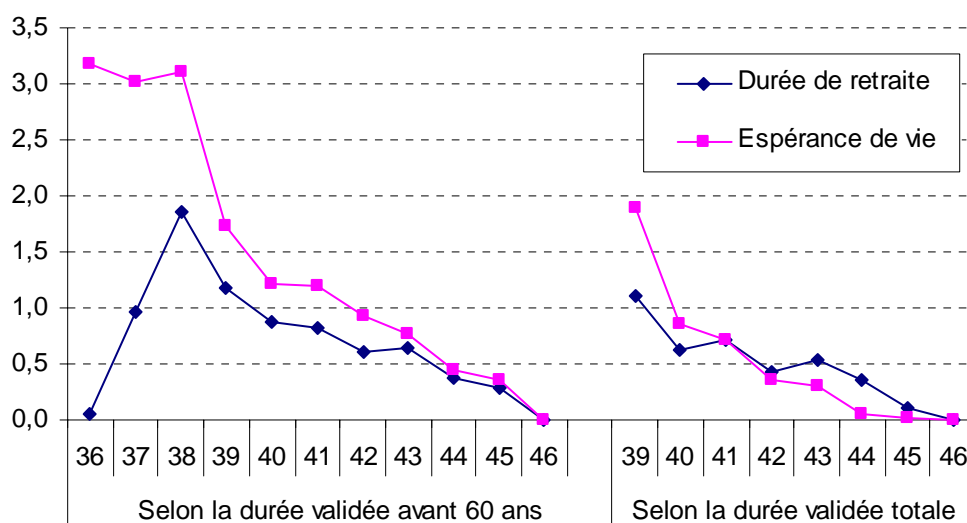
Source : DREES, EIR 2004 ; calculs DREES pour l'imputation de l'espérance de vie (modèle d'espérance de vie estimé à partir des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 de l'EIR)

Note : L'espérance de vie après 60 ans calculée ici est définie comme l'espérance de vie à 60 ans + 60.

Le graphique 4 illustre le double effet correcteur du système de retraite par rapport aux inégalités initiales d'espérance de vie, pour les hommes salariés du privé à carrière complète. La liquidation plus tardive des personnes qui n'ont pas, à 60 ans, validé la durée requise pour le taux plein contribue en effet non seulement à réduire les écarts d'espérance de vie passée en retraite, mais aussi ceux de durée validée totale. Parmi les salariés du privé à carrière complète, ces écarts passent ainsi de 3,2 à 1,9 an si l'on considère la durée passée en retraite plutôt que l'espérance de vie après 60 ans, et de 1,9 à 1,1 an si l'on considère la segmentation de la population selon la durée de carrière validée au total plutôt que la partie de la carrière validée avant 60 ans.

Graphique 3 :

**Écarts d'espérance de vie après 60 ans et d'espérance de vie en retraite
pour les hommes salariés du privé à carrière complète au moment de la liquidation**



Champ : retraités nés en 1938, résidant en France salariés du privé (*affiliés au régime général et à la MSA salariés*) et à carrière complète (c'est-à-dire ayant validé une durée supérieure à 155 trimestres, soit 39 ans en durée arrondie), pondérés pour être représentatifs des personnes en vie à l'âge de 55 ans.

Source : DREES, EIR 2004 ; calculs DREES pour l'imputation de l'espérance de vie (modèle d'espérance de vie estimé à partir des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 de l'EIR)

Le tableau 1 résume, pour les hommes nés en 1938 et à carrière complète ou « quasi-complète » les différents écarts selon le concept retenu.

Tableau 1 :

**Écarts maximaux observés
pour les hommes à carrière complète ou quasi-complète
(en années)**

<i>Écarts maximum observés (selon la durée validée) :</i>	Selon la durée validée avant 60 ans			Selon la durée validée totale
	Ensemble des hommes	Hommes salariés du privé	Hommes salariés du privé, à carrière complète	Hommes salariés du privé, à carrière complète
Espérance de vie à 60 ans	1,5	2,1	3,2	1,9
Durée de vie en retraite	1,1	1,5	1,9	1,1

Champ : hommes retraités nés en 1938, résidant en France, à carrière complète ou quasi-complète (c'est-à-dire ayant validé au moins 36 ans), pondérés pour être représentatifs des personnes en vie à l'âge de 55 ans.

Source : DREES, EIR 2004 ; calculs DREES pour l'imputation de l'espérance de vie (modèle d'espérance de vie estimé à partir des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 de l'EIR)

Annexe 1 : Modèle d'imputation de l'espérance de vie dans l'EIR

L'échantillon inter-régimes de retraités (EIR) donne pour un échantillon anonyme de retraités les montants de pension ainsi que les éléments de carrière (en particulier la durée validée dans les régimes de retraite). Il se présente sous forme de panel, c'est-à-dire que les personnes échantillonnées dans une vague de l'EIR sont, pour la plupart, également échantillonnées dans la vague suivante. Cette propriété autorise la mesure de la survie des individus sélectionnés dans l'échantillon aux différentes vagues et des corrélations entre cette survie et les variables de l'échantillon.

L'espérance de vie est imputée dans cette note (pour les personnes vivantes à 55 ans) à partir d'un modèle de durée en empilant les données des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 de l'EIR sur le champ des retraités de plus de 65 ans. L'espérance de vie après 55 ans est modélisée selon un modèle de durée suivant une loi de Gompertz, comme c'est généralement le cas dans la littérature démographique. Cette loi implique que les probabilités de survie à 4 ans (entre deux vagues successives de l'EIR) suivent des modèles dichotomiques de type « Gompit »⁶ : l'estimation de ces modèles dichotomiques se fait alors très simplement, et fournit les paramètres du modèle de durée de vie.

L'estimation est réalisée pour les hommes d'une part, les femmes d'autre part. Les variables explicatives retenues pour le modèle sont les suivantes : le niveau de pension relatif (qui dépend en partie de la durée validée), la génération, la région de résidence, le fait d'avoir ou non trois enfants, l'âge de liquidation de la pension en tranche croisé avec le régime principal (en distinguant le régime général, la fonction publique et les régimes spéciaux, la MSA et les indépendants), le fait d'être un cadre (c'est-à-dire le fait d'être pensionné de l'Agirc ou ancien cadre A de la fonction publique), le fait d'être bénéficiaire d'une pension d'invalidité ou d'ex-invalidité, ...

Dans cette note, l'espérance de vie estimée est confrontée avec la durée validée tous régimes. Celle-ci englobe les trimestres validés au titre de l'activité professionnelle, les périodes dites assimilées (maladie, maternité, chômage indemnisé, formation ...) ainsi que la majoration de durée d'assurance pour enfant et l'AVPF (assurance vieillesse des parents au foyer). Il s'agit de la durée d'assurance tous régimes ou lorsque cette dernière est manquante de la somme des trimestres validés auprès des différents régimes de retraite auxquels le retraité a été affilié au cours de sa carrière.

⁶ Ce modèle est analogue aux modèles dichotomiques plus habituels, tels que les Logit ou Probit. Il ne s'en distingue que par la spécification de la loi des résidus.

Annexe 2 : Les différentiels sociaux d'espérance de vie

En couplant les données de l'EIR 2004 avec les données de l'EIC 2005, on peut mesurer les disparités d'espérance de vie selon le diplôme déclaré au recensement de 1999. Cette information est initialement issue de l'échantillon démographique permanent (EDP), pour une fraction de l'échantillon née les 4 premiers jours d'octobre sur le champ des nés en métropole uniquement. Les résultats suivants portent sur la génération née en 1938.

Selon les résultats imputés avec l'EIR, l'écart d'espérance de vie à 55 ans entre les retraités qui déclarent un diplôme de l'enseignement supérieur et les non diplômés s'élève à plus de 4 ans pour les hommes et 2 ans pour les femmes.

Ce différentiel apparaît cohérent avec les résultats d'une analyse des relations entre la durée des études et l'espérance de vie réalisée par l'Insee à partir de l'échantillon de mortalité de 1975.

Une note du Conseil d'Orientation des Retraites (fiche « âge et durée » pour la séance plénière du 6 mars 2002 « cycle de vie et retraites ») qui reprend ces résultats (utilisés par le modèle Destinie 1 de l'Insee selon la note) fait état d'un écart d'espérance de vie à 60 ans de 3,5 ans entre ceux qui ont une durée d'études inférieure de 3 ans à la moyenne et ceux qui ont une durée d'études supérieure de 4 ans à la moyenne. Pour les femmes la relation existe également mais elle est moins forte.

Tableau 2 : Espérance de vie imputée moyenne selon le diplôme déclaré

Diplôme déclaré au recensement de 1999	Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne	
	Hommes	Femmes
aucun diplôme	25,6	31,5
CEP (certificat d'études primaires)	26,1	31,8
BEPC ou Brevet des collèges	27,0	32,2
CAP	26,2	31,9
BEP	26,7	32,5
baccalauréat général	27,7	32,7
baccalauréat technique ou professionnel	28,1	32,5
DEUG	27,9	32,8
2ème ou 3ème cycle universitaire, diplôme d'ingénieur...	30,0	33,8

Source : Drees, EIR 2004 et EIC 2005.

Champ : retraités de droit direct nés en 1938, résidant en métropole pondérés pour être représentatifs des personnes de la génération en vie à l'âge de 55 ans

NB : ces résultats peuvent être entachés d'un biais car les personnes qui n'ont rien déclaré ne sont pas sélectionnées.

Les différences sociales de mortalité peuvent être également estimées grâce à l'appariement de l'EIR avec le Panel DADS (déclaration annuelle de données sociales) et le panel État qui donnent la catégorie socioprofessionnelle atteinte en fin de carrière pour les salariés uniquement.

Tableau 3 : Espérance de vie imputée selon la dernière catégorie socio professionnelle du panel État ou du panel DADS

CS	Espérance de vie à 55 ans	
	Hommes	Femmes
Cadres et professions intellectuelles supérieures	29,2	33,6
Professions intermédiaires	27,0	34,0
Employés	26,0	32,6
Ouvriers	25,5	31,7

Source : Drees, EIR 2004.

Champ : retraités de droit direct nés en 1938, résidant en France, pondérés pour être représentatifs des personnes de la génération en vie à l'âge de 55 ans

NB : on a retenu ici la dernière CS des fichiers du panel DADS ou du panel État de l'EIR 2004. Le panel DADS regroupe les salariés des entreprises privées et ceux des collectivités territoriales et des hôpitaux. Le panel « État » sélectionne des agents civils (titulaires ou non) de la fonction publique d'État.

Les indépendants sont exclus du champ.

Les écarts d'espérance de vie à 55 ans imputée entre les cadres et les ouvriers atteignent 3,5 ans pour les hommes et 3 ans pour les femmes. S'agissant des femmes, les écarts sont voisins des différentiels

d'espérance de vie publiés dans des études de l'Ined (Cambois, Laborde et Robine, 2008⁷) et de l'Insee (Mesrine⁸, Desplanques, Monteil et Robert-Bobée), ils apparaissent un peu inférieurs dans le cas des hommes (l'écart varie de 4 à 6 ans selon les études à des âges comparables).

Comparaison des différentiels sociaux de mortalité décrits dans diverses études de l'Ined et l'Insee

Auteur	Mesrine	Cambois et Robine	Desplanques
Document	Document pour le COR (séance du 7 novembre 2000) Mortalité suivant la catégorie socioprofessionnelle sur la période 1982-1996	Santé publique « apport des indicateurs d'espérance de vie sans incapacité à l'étude des inégalités sociales de santé »	Données sociales 1993 « l'inégalité sociale devant la mort » cité par Vallin, séminaire de l'Inserm (Poigny- session 1 "L'évolution de l'état de santé et de la mortalité des aînés au cours des décennies récentes")
Écart	Cadres et prof. libérales / ouvriers + 5,5 ans pour les hommes + 3,5 ans pour les femmes	Cadres/ouvriers : + 3,1 ans	Professeurs, prof littéraires et scientifiques/ ouvriers spécialisés : + 3,8 ans pour les hommes
Espérance de vie	À 60 ans période 1982-1996	A 60 ans, en 1991	A 60 ans, période 1980-1989
Source	Échantillon de mortalité de 1982	Insee, enquêtes décennales de santé et enquêtes longitudinales de mortalité	Recensement/Etat civil

Comme indiqué en introduction de cette note, les espérances de vie imputées à partir de l'EIR sont des espérances conditionnelles à un certain nombre de variables, qui ne traduisent donc pas, par nature, toute la variabilité individuelle des âges de décès. Pour cette raison, il est possible qu'elles ne traduisent pas non plus toute la variabilité entre groupes, et en particulier entre groupes sociaux. Cela pourrait expliquer une partie des écarts entre les différentiels sociaux d'espérance de vie estimés à partir de l'EIR ou issus des diverses études de l'Ined ou de l'Insee. C'est notamment le cas si une partie de ces différences entre cadres et ouvriers est totalement indépendante des caractéristiques individuelles connues dans l'EIR, à savoir le niveau de pension, les caractéristiques de la carrière et du départ en retraite, et la mesure « simple » du statut de cadre utilisée dans l'estimation (c'est-à-dire, pour les salariés du privé, le fait de percevoir ou non une pension de l'Agirc).

Un autre facteur d'explication des différences concerne les périodes et générations étudiées. Les études de l'Ined et de l'Insee portent généralement sur des écarts d'espérance de vie « du moment », basées sur des taux de mortalité aux différents âges de personnes appartenant à des générations différentes. Ces écarts ne peuvent donc pas retranscrire d'éventuelles évolutions entre générations, à l'inverse des espérances de vie imputées à partir de l'EIR, où le modèle distingue effet de génération et effet d'âge.

⁷ Population et sociétés n°441, janvier 2008 « la « double peine des ouvriers » : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte ».

⁸ Espérances de vie à 65 ans d'après l'échantillon de mortalité 1982, publié sur le site du COR.