

Direction de la recherche, des études,  
de l'évaluation et des statistiques  
DREES

SÉRIE  
ÉTUDES ET RECHERCHES

**DOCUMENT  
DE  
TRAVAIL**

La mortalité différentielle des retraités  
*Estimation à partir de l'échantillon interrégimes  
de retraités et applications*

Patrick AUBERT et Virginie CHRISTEL ANDRIEUX

n° 100 – juillet 2010

## Sommaire

<b>Résumé.....</b>	<b>5</b>
<b>1. Introduction.....</b>	<b>7</b>
<b>2. Le modèle théorique.....</b>	<b>9</b>
2.1 Les hypothèses théoriques.....	9
2.2 La spécification.....	10
<b>3. Estimation du modèle.....</b>	<b>12</b>
3.1 Construction des données.....	12
3.2 Quelques statistiques descriptives.....	17
3.3 Résultats des estimations.....	20
<b>4. Les résultats : espérance de vie imputée dans l'EIR et espérance de vie dans les données démographiques.....</b>	<b>25</b>
4.1 Espérances de vie par sexe et génération.....	25
4.2 Différences sociales de mortalité.....	26
<b>5. Exemples d'applications.....</b>	<b>29</b>
5.1 Espérances de vie imputées selon le régime et selon la durée validée.....	29
5.2 La comparaison de générations observées à des âges différents.....	35
5.3 La somme des retraites perçues sur le cycle de vie.....	38
5.4 L'analyse de la redistribution.....	40
5.5 La calibration ex-ante de réformes « à coûts constants ».....	42
<b>6. Bibliographie.....</b>	<b>45</b>

## Résumé

L'échantillon inter-régimes de retraités (EIR) de la DREES donne pour un échantillon anonyme de retraités les montants de pension ainsi que les éléments de carrière (notamment les régimes d'affiliation et la durée validée). Il se présente sous forme de panel, **autorisant ainsi la mesure de la survie des individus sélectionnés dans l'échantillon** entre les différentes vagues.

Ce document de travail présente une méthode **d'imputation d'espérances de vie** à différents âges **et de probabilités de survie** compte tenu de certaines caractéristiques de la retraite. Cette imputation se fait à partir d'un modèle de durée en empilant les données des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 de l'EIR. Le modèle est estimé sur le champ des retraités de droit direct de plus de 65 ans, sur les hommes d'une part et les femmes d'autre part.

L'étude de la mortalité différentielle dans l'EIR peut donner lieu à plusieurs applications. Certaines sont présentées, à titre d'illustrations pratiques, dans ce document. La prise en compte de l'espérance de vie et par suite du montant global de pension perçu toute au long de la période de retraite apporte par exemple un éclairage différent et complémentaire de l'analyse des résultats en coupe que livre traditionnellement l'EIR (retraite perçue au cours d'un mois donné). Les constats sur la redistribution et le calibrage des réformes peuvent ainsi être sensiblement différents à l'aune de ce critère. En outre, l'estimation des probabilités de survie permet de mieux comparer les générations à différents âges.

Les principales caractéristiques individuelles retenues comme variables explicatives du modèle de durée sont les suivantes : le niveau de pension relatif, la génération, le fait de percevoir ou non une pension d'invalidité, d'inaptitude ou d'ex-invalidité, le fait d'avoir été cadre ou non au cours de la carrière (affiliation à l'Agirc dans le privé et cadre A dans le public), la région de résidence, le nombre d'enfants, l'âge de liquidation de la pension en tranche croisée avec le régime, en distinguant le régime général, la fonction publique et les régimes spéciaux, la mutualité sociale agricole (MSA) et les indépendants autres que les agriculteurs. Le modèle permet de tenir compte de l'évolution de la mortalité au cours du temps, via l'introduction d'un effet génération, et donc de prévoir les probabilités de décès ultérieures, contrairement à la définition usuelle de l'espérance de vie calculée par les démographes où les conditions de mortalité sont figées l'année d'observation (espérances de vie dites « du moment »)<sup>1</sup>.

Les espérances de vie imputées moyennes par génération apparaissent très voisines des espérances de vie par génération calculées par l'Ined (sur la base des quotients de mortalités observés et extrapolés). S'agissant des différentiels sociaux de mortalité, les écarts d'espérance de vie imputée entre cadres et ouvriers sont comparables à ceux indiqués dans la littérature (ils sont légèrement inférieurs pour les hommes).

---

<sup>1</sup> Sauf dans des exercices de projection à long terme tels que ceux menés à intervalles réguliers par l'Insee. Mais ces projections démographiques s'intéressent à la mortalité globale pour chaque sexe, sans prise en compte des différentiels sociaux.

## 1. Introduction

Les données de l'échantillon inter-régimes de retraités (EIR), produit par la DREES à partir des données administratives fournies par la quasi-totalité des régimes de retraite obligatoires, sont utilisées pour de nombreuses analyses des caractéristiques des retraités et des propriétés des régimes de retraites. Ces analyses portent dans certains cas sur la description de la situation existante et dans d'autres sur la simulation de l'impact de réformes des régimes. La méthode consiste généralement en une analyse des données en coupe, par exemple en étudiant les distributions des pensions mensuelles (réelles ou simulées) des retraités vivant à une date donnée (champ qui correspond à la population échantillonnée dans l'EIR).

Plusieurs raisons poussent à souhaiter prendre en compte la mortalité différentielle des retraités dans de telles analyses. Cette « mortalité différentielle » désigne le fait que l'espérance de vie, et donc corrélativement la durée totale passée en retraite, diffère d'une catégorie de retraité à l'autre. Les différences sont de plus significatives pour des catégories qui sont généralement pertinentes dans les études sur la population des retraités : catégories socioprofessionnelles, tranches de niveaux de pension, régimes d'affiliation.

Deux raisons justifient plus particulièrement la prise en compte de la mortalité différentielle :

- d'une part, on peut juger que le véritable « gain » tiré par un individu du système de retraite correspond non pas au niveau de sa pension sur un mois donné, mais à la somme de toutes les pensions qu'il reçoit sur l'intégralité de sa durée de vie passée en retraite (approche de type « rendement »). Prendre en compte l'espérance de vie peut donc amener à revoir, par exemple, les diagnostics sur les propriétés redistributives des régimes de retraite. En particulier, la redistribution opérée peut être moindre que ce qui est observé sur les pensions mensuelles si certaines pensions sont versées sur des durées en espérance plus longue. Par ailleurs, le calibrage de réformes de retraites afin de les réaliser « à coûts constants » peut varier selon que l'on prenne en compte ou non la durée passée en retraite : une réforme qui est bien à coût constant sur une population de retraités vivant à un âge donné peut ne pas l'être sur le long-terme, si l'espérance de vie n'est pas la même pour les gagnants et les perdants à la réforme.
- d'autre part, la non prise en compte de la mortalité différentielle empêche de comparer différentes générations lorsque les retraités de ces générations ne sont pas observés au même âge. Par exemple, la comparaison des écarts de pension hommes / femmes n'est pas possible entre retraités de différents âges : il n'est pas aisé de déterminer si un écart plus élevé à un âge plus avancé est lié à un réel effet de génération ou bien à une mortalité relativement plus forte des hommes ayant un faible niveau de pensions par rapport aux femmes.

Dans le premier cas, la prise en compte de la mortalité différentielle concerne l'espérance de durée passée en retraite : cette espérance permet de passer d'une pension mensuelle à une masse totale de pensions versées. Dans le second cas, elle concerne la probabilité de survie à un âge d'observation donné : la connaissance de cette probabilité permet de corriger le biais lié à l'échantillonnage sur la seule population des retraités vivant à la date de constitution des données.

**L'objet du présent document est l'estimation et l'imputation de ces deux grandeurs (espérance de vie et probabilité de survie) pour les retraités échantillonnés dans l'EIR.**

Ces grandeurs imputées auront vocation à être utilisées, par la suite, pour enrichir les analyses des régimes de retraites développées par la Drees. Certaines premières applications sont présentées dans la dernière partie de ce document. Un complément d'analyse sur la mortalité différentielle selon le niveau de pension dans l'EIR pourra par ailleurs être trouvé dans Bommier et al. (2005).

Il est important de bien souligner dès à présent les limites de ce travail. La « mortalité différentielle » estimée désigne une relation statistique entre la mortalité et un certain nombre de grandeurs observées dans les données de l'EIR. On ne cherchera pas à prendre en compte les aspects de causalité, dans un sens ou dans l'autre, entre espérance de vie et caractéristiques des retraités. Cela implique en particulier que les estimations réalisées ne sont donc pas adaptées, ni conçues, pour étudier la prise en compte de la pénibilité des emplois par les régimes de retraites. Cet aspect nécessiterait un travail spécifique qui va au-delà du contenu de la présente étude.

Par ailleurs, l'espérance de vie que nous pourrions imputer pour chaque individu n'est pas une « espérance de vie individuelle », une telle notion n'ayant de sens que dans le cadre d'un modèle théorique causal d'espérance de vie. L'espérance de vie imputée doit donc être vue comme une espérance moyenne, conditionnelle à certaines caractéristiques des retraités. En d'autres termes, elle est analogue (en simplifiant la méthodologie) à une espérance de vie par catégorie, qui serait calculée pour différents sous-groupes dans la population. Cela implique que le résultat est sensible au choix des catégories ou caractéristiques retenues pour déterminer l'espérance de vie moyenne. Pour un même individu, l'espérance de vie imputée pourrait tout à fait être différente si l'on prenait en compte d'autres caractéristiques des personnes, non observées dans l'EIR.

Dans le même ordre d'idée, même si les espérances de vie imputées seront en pratique distinctes pour deux individus différents, leur distribution dans la population n'est pas censée être similaire à la distribution des âges effectifs au décès dans cette population. L'espérance de vie est en effet une espérance mathématique : elle ne retrace pas toute la variabilité individuelle, aléatoire et non liée à des caractéristiques observables, qui joue sur l'âge effectif au décès.

Enfin, nous n'aborderons pas les aspects d'utilité ou de bien-être. La prise en compte de la durée espérée passée en retraite se bornera donc à un point de vue comptable. Elle ne suffira pas à analyser véritablement le « gain » apporté par les régimes de retraite en termes de bien-être. Cela impliquerait un travail normatif préalable de définition de ce bien-être (ou de l'utilité) pour des personnes dont les durées de vie sont différentes. Cela impliquerait par ailleurs de prendre en compte l'aspect aléatoire de la durée de vie, ce qu'un raisonnement à partir de la simple espérance de vie ne permet pas (il suffit de songer au cas d'une personne qui a une faible espérance de vie, mais qui vit finalement longtemps : le bénéfice total des retraites pour elle n'est pas l'espérance initiale de bénéfice, qui était potentiellement faible, mais le total des pensions de retraites qu'elle a effectivement perçues sur toute sa vie, qui est élevée).

## 2. Le modèle théorique

### 2.1 Les hypothèses théoriques

Quatre choix structurants doivent être signalés :

Premièrement, **nous estimons un modèle de durée de vie** : ce choix n'est en fait pas évident, dans la mesure où les données disponibles (données des différentes vagues de l'EIR) ne permettent pas d'estimer des durées de vie, mais uniquement des fréquences de survie entre deux vagues (soit sur une durée de 4 ans). Le choix d'estimer directement un modèle de durée de vie se justifie par l'application que nous comptons réaliser des résultats des estimations, à savoir l'imputation d'une espérance de vie pour chaque retraité présent dans l'EIR. Une approche alternative aurait pu consister à estimer des modèles de probabilité de survie aux différents âges (modèles logit ou probit), mais il se serait alors posé le problème de l'extrapolation de ces résultats pour imputer une espérance de vie. L'estimation directe d'un modèle paramétré comme un modèle de durée rend cette étape d'extrapolation inutile.

Ce choix donne donc, implicitement, une grande importance à la forme paramétrique retenue pour le modèle de durée de vie. Dans la mesure où l'information disponible pour l'estimation est tronquée (on n'observe que des probabilités de survie à 4 ans à partir de certains âges, et non des véritables durées), c'est en réalité par la spécification de la forme fonctionnelle pour le modèle de durée qu'on « réalise » (implicitement) l'extrapolation des résultats des estimations à l'imputation d'une espérance de vie.

Deuxièmement, **nous modélisons la durée de vie après 55 ans** : plusieurs choix étaient possibles, à la fois pour la durée modélisée (durée de vie à partir d'un âge donné ou durée passée en retraite à partir de la date de liquidation) et l'âge de référence (durée de vie à partir de 50, 55, 60, 65 ans).

Le choix de la durée de vie a été fait car l'âge est, vraisemblablement, beaucoup plus pertinent comme déterminant de la mortalité (ou de l'espérance de vie) que la durée passée depuis la liquidation d'un premier droit à la retraite. L'approche par l'espérance de vie est par ailleurs plus habituelle que l'approche par la durée passée en retraite : cela facilite donc la comparaison de nos résultats avec la littérature sur le sujet.

Nous modélisons par ailleurs la durée de vie à partir de 55 ans : la population de retraités devient en effet non négligeable à partir de cet âge. Ce choix a une conséquence implicite : dans les analyses ultérieures qui utiliseront l'espérance de vie que nous aurons imputée, les retraités ayant liquidé un droit et décédés avant l'âge de 55 ans seront négligés. Cette hypothèse semble acceptable, vu le faible nombre de retraités de droits directs et la faible mortalité avant cet âge.

Troisièmement, **nous considérons les caractéristiques des retraites (niveau de pension, âge de liquidation, etc.) comme des caractéristiques sous-jacentes, invariables dans le temps, des personnes**. Cela signifie notamment que nous considérons que ces caractéristiques sont associées aux individus indépendamment du fait qu'ils ont déjà liquidé ou non une pension, voire qu'ils le fassent un jour au cours de leur existence. Cette hypothèse conceptuelle forte est nécessaire dès lors que nous modélisons une durée de vie à partir d'un

âge « bas », généralement inférieur à l'âge de liquidation du premier droit à la retraite. Le fait de considérer que les caractéristiques de la retraite sont associées aux individus même avant qu'ils aient pris leur retraite (de manière sous-jacente) permet d'éviter d'avoir à prendre en compte le « risque concurrent » entre décès et liquidation de la retraite. Il permet également de définir un champ des retraités atemporel (les caractéristiques des pensions de retraite étant elles-mêmes indépendantes du temps), sur lequel il est pertinent d'analyser les durées de vie après 55 ans.

Enfin, nous ne modélisons ici que l'espérance de vie des retraités de droit direct. Une imputation de la durée de réversion (espérance de vie des veu(f)ves) présente également un intérêt important, notamment dans la perspective d'une évaluation plus complète des droits conjugaux et familiaux. Cependant cette imputation se heurte à la moindre qualité des informations sur les droits dérivés, en particulier pour les vagues les plus anciennes de l'EIR. Dans l'EIR 2004, une partie très importante des droits dérivés avaient dû être imputés pour l'ARRCO<sup>2</sup>.

## 2.2 La spécification

La durée de vie après 55 ans est estimée sous l'hypothèse qu'elle suit une loi de Gompertz, comme c'est généralement le cas dans la littérature démographique. Une hétérogénéité de l'espérance de vie est prise en compte selon un ensemble de variables explicatives exogènes  $X$  (observées dans les données), qui interviennent dans les paramètres de la loi de Gompertz. Ces variables  $X$  représentent les principales caractéristiques du retraité : montant mensuel, âge de première liquidation, principaux régimes, etc. On ne considère pas, en revanche, d'hétérogénéité inobservée<sup>3</sup>.

La fonction de survie  $S(t)$  (égale à la probabilité qu'un individu vivant à 55 ans soit encore en vie à l'âge  $t+55$  ans) s'écrit

$$S(t) = \exp(\exp(X \cdot \beta) \cdot (1 - \exp(\rho \cdot t))) \quad (1)$$

$S(5)$  s'interprète par exemple comme la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 60 ans (à l'âge  $t=5$  ans après l'âge de 55 ans) pour les individus vivant à 55 ans.

La fonction de hasard  $h(t)$  s'exprime comme

$$h(t) = \rho \cdot \exp(\rho \cdot t) \cdot \exp(X \cdot \beta) \quad (2)$$

Où  $t$  désigne la durée de vie à partir de 55 ans.

L'espérance de vie restante, conditionnellement au fait d'être encore en vie à l'âge  $t$ , s'exprime enfin de la façon suivante :

<sup>2</sup> Carine Burrigand et Alexandre Deloffre, « imputation des droits dérivés ARCCO manquants » Note interne.

<sup>3</sup> Cela poserait des problèmes importants liés à la sélection, dans les données disponibles, des seuls plus de 50 ans retraités à la date d'observation de l'EIR.

$$r(t) = E(T - t | X, T \geq t) = \frac{\int_t^{+\infty} S(u) du}{S(t)} = \exp(\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t)) \cdot \int_t^{+\infty} \exp(-\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot u)) \cdot du$$

On peut montrer que cette formule peut se réécrire

$$r(t) = E(T - t | X, T \geq t) = \frac{\exp(\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t))}{\rho} \cdot \Gamma(0; \exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t)) = \frac{\exp(\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t))}{\rho} \cdot E_1(\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t))$$

Où  $\Gamma(.,.)$  désigne la loi gamma incomplète supérieure et  $E_1(.)$  la fonction exponentielle intégrale.

Ces fonctions ne sont pas systématiquement programmées dans les logiciels statistiques standards. On peut cependant utiliser l'approximation suivante :

$$r(t) = E(T - t | X, T \geq t) \approx \frac{\exp(\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t))}{\rho} \left[ -\gamma - X \cdot \beta - \rho \cdot t - \sum_{i=1}^N \frac{(-1)^i \cdot \exp(i \cdot (X \cdot \beta + \rho \cdot t))}{i \cdot i!} \right] \quad (3)$$

Où  $\gamma$  représente la constante d'Euler ( $\gamma \approx 0,57721$ ) et  $N$  est un nombre suffisamment grand pour que la somme, dans le second terme de l'équation, converge (par exemple  $N = 50$  ou  $100$ ).

En repartant de la formule (1), on peut également écrire simplement la probabilité de survie à 4 ans à partir d'un âge  $a=55+t$  donné :

$$\Pr oba(T \geq t + 4 | T \geq t) = \frac{S(t + 4)}{S(t)} = \exp(-\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t) \cdot [\exp(4\rho) - 1])$$

En notant  $\mu = \ln(\exp(4\rho) - 1)$ , on a

$$\Pr oba(T \geq t + 4 | T \geq t) = \exp(-\exp(X \cdot \beta + \rho \cdot t + \mu)) \quad (4)$$

La forme fonctionnelle correspond donc à celle d'un modèle dichotomique de type « Gompit »<sup>4</sup>. Cette propriété sera utilisée pour la stratégie empirique d'estimation. Les données de l'EIR permettent en effet d'observer la probabilité de survie à 4 ans de certains retraités. Elles se prêtent donc directement à l'estimation d'un tel modèle dichotomique. Les paramètres estimés (coefficients  $\beta$  et  $\rho$ ) pourront ensuite être utilisés pour imputer l'espérance de vie, d'une part, et la probabilité de survie entre 55 ans et l'âge  $a=55+t$  atteint à la date d'observation de l'EIR, d'autre part, grâce aux formules (3) et (1) respectivement.

<sup>4</sup> 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.



### 3. Estimation du modèle

#### 3.1 Construction des données

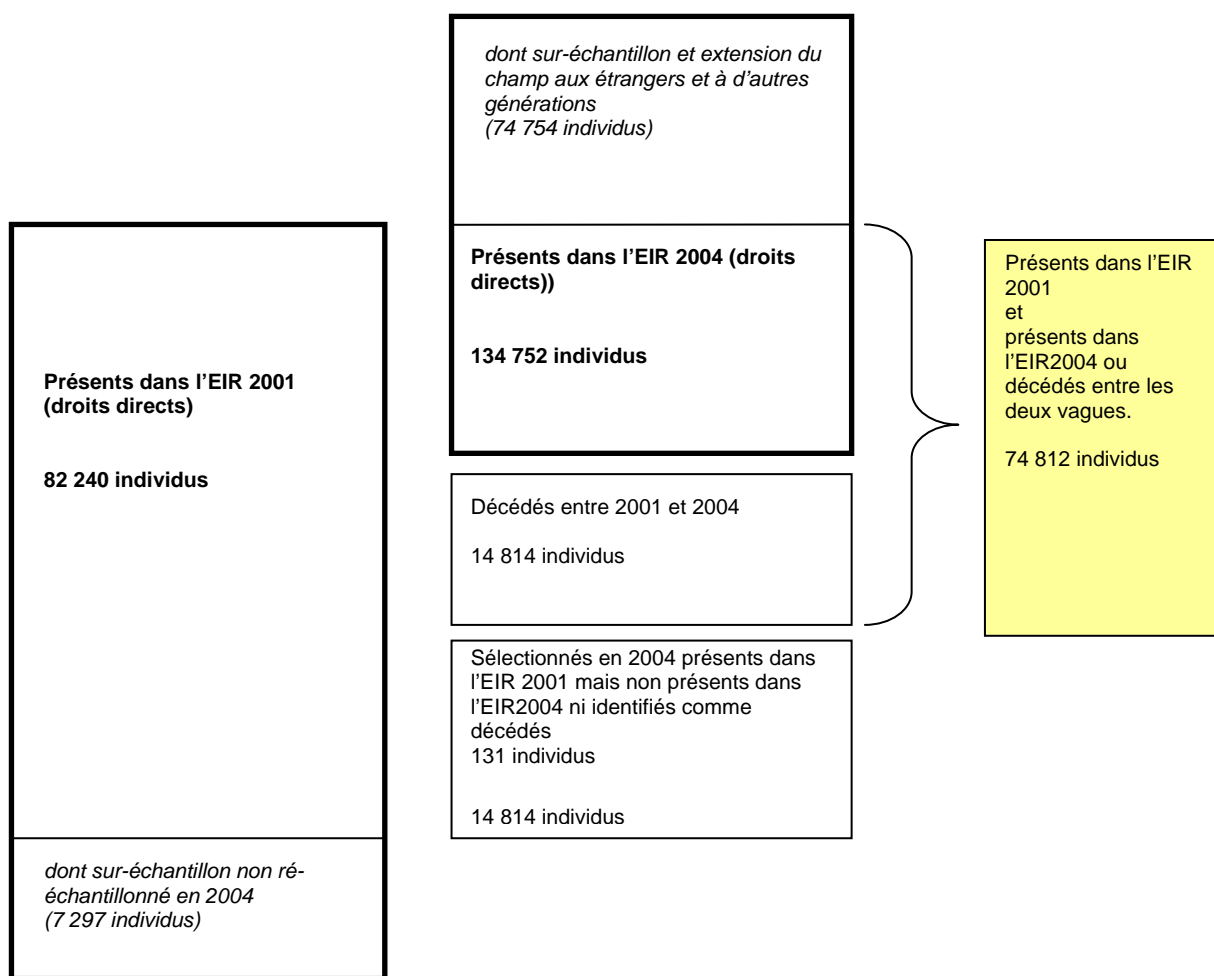
L'échantillon des EIR correspond à une partie des retraités de certaines générations vivants au 31 décembre d'une année d'observation donnée. Les générations interrogées au cours d'un EIR sont pour la plupart réinterrogées lors de l'EIR suivant. Cette ré-interrogation n'est pas systématique : certaines générations sont sur-échantillonnées aux âges « clés » du système de retraite (les années après 60 et 65 ans) et le sur-échantillon n'est pas sélectionné la vague suivante. Ce sur-échantillon ne représente cependant qu'une petite partie de l'EIR. La plupart des retraités présents dans un EIR font encore partie de l'échantillon de la vague suivante, et on sait donc pour ces retraités s'ils ont survécu 4 ans après. Cette survie observée entre deux vagues successives de l'EIR permet d'estimer les paramètres du modèle de durée décrit dans la partie 2.

On utilise les informations sur tous les individus présents dans les EIR 1993 1997 et 2001<sup>5</sup> et réinterrogés dans les EIR suivant (soit respectivement dans les EIR 1997, 2001 et 2004). Les « présents » désignent les retraités ayant un droit propre non nul dans un régime de base : dans cette partie, on exclut en effet les retraités percevant uniquement un droit dérivé, ou percevant uniquement les allocations du minimum vieillesse via le SASPA (service de l'allocation de solidarité aux personnes âgées).

Par exemple on construit la table afférente aux individus EIR 2001 ré-échantillonnés en 2004 comme indiqué dans le schéma suivant :

---

<sup>5</sup> Les appellations des EIR peuvent être trompeuses. Les EIR 1997 et 2001 portent sur les retraités vivant au 31 décembre 1996 et 2000 respectivement, et sur les caractéristiques de la pension au premier trimestre 1997 et 2001. L'EIR 2004 porte sur les retraités vivants au 31/12/2004 et sur les caractéristiques de la pension au mois de décembre 2004.



La remontée des décès dans l'état civil n'est pas immédiate. En théorie, les actes de décès sont enregistrés dans un délai d'une semaine et transmis par les mairies à l'Insee pour alimenter la « section métropole et DOM » du répertoire national des personnes physiques (RNIPP) ou à la CNAV pour la « section hors métropole » de ce répertoire, qui couvre les personnes nées à l'étranger ou dans les TOM<sup>6</sup>. Mais ce délai théorique n'est pas forcément respecté, en particulier pour les petites mairies qui peuvent envoyer les informations sous forme papier.

Il est donc nécessaire de croiser plusieurs informations pour connaître les décès entre deux vagues V et V+1 de l'EIR. Ainsi, les individus décédés (14 814 individus entre 2001 et 2004) sont identifiés comme tels :

- essentiellement dans les données d'État-civil de l'Insee entre deux vagues successives de l'EIR (par exemple, on dénombre 13 044 individus décédés identifiés dans l'État civil entre 2001 et 2004) ;

<sup>6</sup> Les deux organismes échangent régulièrement les informations qu'elles gèrent et une synchronisation des bases a lieu périodiquement (a priori tous les trois ans).

- mais ils peuvent être parfois identifiés par les caisses de retraite (1 445 décès supplémentaires, connus des caisses de retraite mais pas encore enregistrés dans les données d'État-civil, sont ainsi repérés dans l'EIR 2004) ;
- ou encore identifiés seulement à la vague V+2 (325 décès en plus identifiés dans l'État civil au cours de la période d'observation. Si l'on ne tenait pas compte des décès identifiés par les caisses on récupérerait 770<sup>7</sup> individus par ce biais).

#### Encadré : Le répertoire national d'identification des personnes physiques

En 1947, par décret, l'Insee s'est vu confier la charge de dresser et de tenir à jour les inventaires des unités statistiques économiques et démographiques, et de constituer les répertoires d'identification, dont le répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), informatisé en 1972.

Le répertoire comprend les personnes nées **sur le territoire métropolitain et dans les départements d'outre-mer** (section dite « Métropole et DOM » ou, dans certains textes et par abus, « section métropole ») ainsi que les personnes **nées à l'étranger ou dans les territoires d'outre-mer qui, résidant sur le territoire national, demandent à bénéficier des prestations des organismes de sécurité sociale** (section dite « hors métropole »).

La mise à jour du RNIPP est principalement effectuée à partir des **informations que transmettent les officiers d'état civil communaux** via les bulletins d'état civil. Pour les Français de naissance nés à l'étranger, l'inscription et la mise à jour sont réalisées à la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) par délégation de l'Insee.

Les caisses de retraite ont des informations souvent plus à jour que l'Insee dans leurs bases de données car le paiement de la pension est suspendu après le décès. On note toutefois qu'on récupère une proportion de décès via les caisses un peu moins forte au fil des vagues de l'échantillon : plus du quart (27 %) des décédés étaient identifiés par les caisses mais pas dans le RNIPP dans l'EIR 1997 alors que cette proportion s'établit à 10 % pour l'EIR 2004. L'enregistrement des événements d'état civil dans le RNIPP tend à s'améliorer avec la dématérialisation croissante des échanges de données entre les mairies et l'Insee (*cf. encadré*).

Dans l'EIR, l'attrition qui n'est pas liée au décès est extrêmement faible (131 individus entre 2001 et 2004 soit moins de 0,2 % de l'échantillon). Il peut s'agir de correction d'erreurs (sur la date de naissance notamment), de suspension de droits par les caisses de retraite entre deux vagues ... Les observations correspondantes sont ôtées, dans une étape préalable, de la table sur laquelle seront conduites les estimations.

La table finale est obtenue en empilant les données des vagues successives.

Le modèle est estimé séparément pour les hommes et pour les femmes. Les observations ne sont pas pondérées.

On utilise les EIR à deux vagues successives (1993 et 1997, 1997 et 2001, 2001 et 2004 respectivement), pour construire une variable  $Viv(i)$  qui vaut 1 si l'individu  $i$  est encore en vie dans l'EIR suivant, 0 sinon.

---

<sup>7</sup> Parmi les décès entre 2000 et 2004, ceux qui ne sont identifiés que dans les données d'état-civil associées à la vague V+2 de l'EIR (soit l'EIR 2008) ne sont pas uniquement des personnes décédés en fin d'année 2004, c'est-à-dire juste avant l'extraction des données d'état-civil de la vague 2004 de l'EIR : sur les 770 individus, un tiers est décédé en 2004, un tiers en 2003, un quart en 2002 et 6% en 2001. Cet exemple illustre l'ampleur du délai d'enregistrement de certains décès dans l'état-civil.

On utilise par ailleurs les variables explicatives *X* suivantes :

- avantage de droit direct<sup>8</sup>, déflaté de l'avantage de droit direct moyen des retraités de 66 ans et plus ;
- indicatrices de l'âge de liquidation d'un premier droit à pension (par âges regroupés : 55 ans et avant, 56-59 ans, 60 ans, 61-64 ans, 65 ans, 66 ans et après) croisées avec les indicatrices pour les principaux régimes d'appartenance (CNAV, Fonction publique, régimes spéciaux de salariés, MSA salariés et exploitants, autres indépendants) ;
- indicatrice signalant le bénéfice d'une pension de droit direct d'invalidité, d'incapacité ou d'ex invalidité ;
- retraité de l'Agirc ou cadre A de la fonction publique (deux indicatrices) ;
- génération (variable continue) ;
- indicatrice pour la période 2001-2004 (cf. *infra* pour une discussion de ce choix) ;
- indicatrice signalant le bénéfice d'une majoration de pension pour enfants ;
- région de résidence (regroupées par ZEAT - zone d'étude et d'aménagement du territoire) ;
- indicatrice signalant la perception du minimum vieillesse et indicatrice signalant une pension inférieure au seuil du minimum vieillesse sans versement du minimum vieillesse<sup>9</sup>.

Le fait d'empiler des observations de plusieurs vagues contraint le choix des variables explicatives. On ne retient en effet que les variables dont la définition et les modalités sont restées identiques sinon très proches d'une vague à l'autre.

Le modèle est estimé sur la population des retraités de plus de 65 ans pour limiter l'effet de sélection lié au fait que l'on n'observe les probabilités de survie que pour les personnes déjà parties à la retraite, car c'est seulement à partir de cet âge que la quasi totalité des retraités ont liquidé l'ensemble de leurs pensions.

On extrapole les résultats à l'ensemble des individus de 55 ans et plus présents dans les vagues de l'échantillon, connaissant la valeur des variables explicatives. Mais les résultats sont à prendre avec prudence sur les générations qui n'ont pas atteint l'âge de 66 ans à la date de référence de la dernière vague observée de l'EIR car les variables n'ont pas exactement le même sens ni la même valeur avant cet âge. De plus l'échantillon ne comprend pas l'ensemble des personnes mais uniquement celles qui ont liquidé leur pension.

L'âge de liquidation retenu est celui qui correspond à la première liquidation lorsqu'il y en a plusieurs.

Comme on estime le modèle sur le champ des personnes âgées de plus de 65 ans qui ont en général liquidé l'ensemble de leurs pensions, l'estimation tient donc compte de l'ensemble de

---

<sup>8</sup> Les droits dérivés sont sans doute moins bien identifiés lors des précédentes vagues de l'EIR en particulier pour l'ARRCO (ces avantages avaient du être fortement redressés dans l'EIR 2004). Par ailleurs, le bénéfice de droits dérivés est par nature variable dans le temps : utiliser cette caractéristique est donc difficilement compatible avec le troisième choix structurants, sur lequel est fondé le modèle, décrit dans la partie 2.1.

<sup>9</sup> Cette dernière indicatrice permet de repérer des personnes, souvent des femmes, ayant une faible pension personnelle mais des revenus du ménage élevés par ailleurs, ce qui explique qu'elles n'aient pas droit aux allocations du minimum vieillesse, du fait de la condition de ressource.

l'avantage principal de droit direct « complet ». En deçà de l'âge de 65 ans, la valeur de la pension perçue à la date d'observation de l'échantillon peut être inférieure dans certains cas à la pension complète (une fois liquidées l'ensemble des pensions). On sous-estime alors dans les probabilités de survie et par suite les espérances de vie de ces personnes. Le même type de problème se pose pour l'indicatrice « retraité de l'Agirc » car la liquidation de la pension Agirc peut éventuellement intervenir après la liquidation de la pension Cnav par exemple. 11 % des retraités en vie en 2004 et âgés de plus de 65 ans n'avaient pas liquidé l'ensemble de leurs pensions la même année.

Il convient d'utiliser un niveau de pension relatif pour bien séparer l'effet du niveau de pension de l'effet date puisqu'on empile des observations de plusieurs vagues (les montants de retraite augmentent sensiblement en quatre ans notamment par le mécanisme des revalorisations). L'avantage principal de droit direct perçu en contrepartie d'une activité professionnelle<sup>10</sup> est retenu car c'est une composante de la pension qui n'évolue pas avec la situation de l'individu, contrairement au droit dérivé perçu en cas de veuvage ou du minimum vieillesse. Cet avantage de droit direct est exprimé relativement à l'avantage moyen perçu par l'ensemble des retraités de 66 ans et plus.

Le champ de l'EIR s'est élargi depuis son origine. Davantage de générations sont sélectionnées au fil des vagues. En outre, l'échantillon intègre désormais les retraités nés dans les Dom, depuis la vague 2001, et les personnes nées à l'étranger, depuis 2004. Dans une optique de financement des régimes, estimer l'espérance de vie de l'ensemble des retraités, y compris ceux qui résident à l'étranger, s'avère important. Le champ des résidents en France est en revanche plus pertinent dans de nombreuses études et notamment pour les comparaisons avec d'autres sources (qui retiennent souvent ce champ). Comme on ne dispose pas de données spécifiques sur les retraités nés à l'étranger (ils n'ont été sélectionnés qu'en 2004<sup>11</sup>), on fait – assez arbitrairement – l'hypothèse que leurs probabilités de survie toutes choses égales par ailleurs sont analogues à celles des personnes nées dans les DOM.

Comme indiqué dans la deuxième partie, on constate que la probabilité de survie jusqu'à l'âge  $t+4$  conditionnellement au fait d'être en vie à l'âge  $t$  peut être modélisée selon un modèle Gompit, sous l'hypothèse d'un modèle de durée de vie correspondant à une loi de Gompertz. On estimera donc directement un tel modèle<sup>12</sup>, en utilisant ensuite les paramètres estimés pour l'imputation de l'espérance de vie et de la probabilité de survie à l'âge  $t$  grâce aux formules (1) et (3).

---

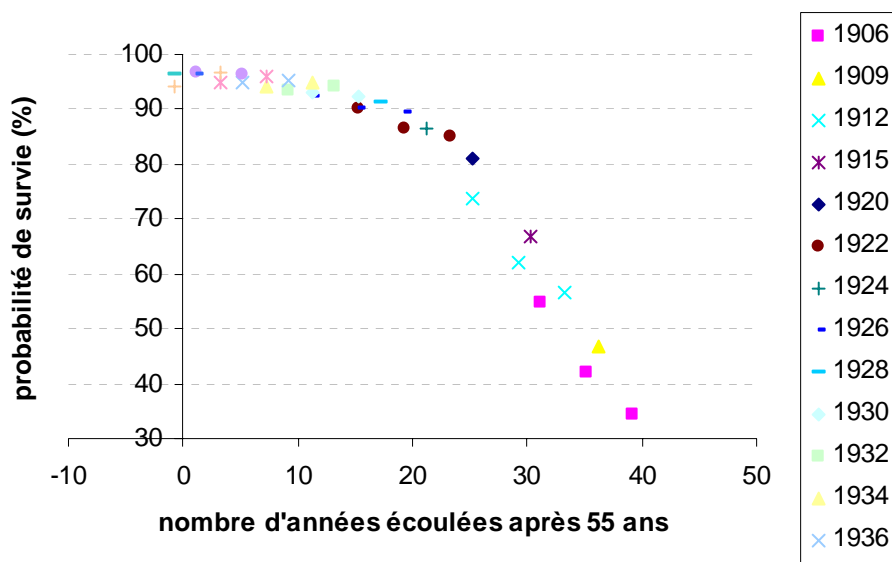
<sup>10</sup> Ou de période d'éducation des enfants depuis la mise en place de l'AVPF en 1972.

<sup>11</sup> Il faudra attendre la vague 2008 pour connaître les spécificités de cette population en termes de survie.

<sup>12</sup> En pratique, on utilise la proc PROBIT du logiciel SAS, on spécifiant le modèle Gompit (option D=GOMPERTZ). En conformité avec les équations du 2.1, on corrige, pour l'imputation, la constante estimée du modèle par un paramètre  $\hat{\mu} = \ln(\exp(4\hat{\rho}) - 1)$  où  $\hat{\rho}$  désigne la valeur estimée de  $\rho$ .

### 3.2 Quelques statistiques descriptives

Graphique 1 - Probabilité de survie à 4 ans pour différentes générations entre deux EIR



Sources : DREES, EIR 1993, 1997, 2001 et 2004.

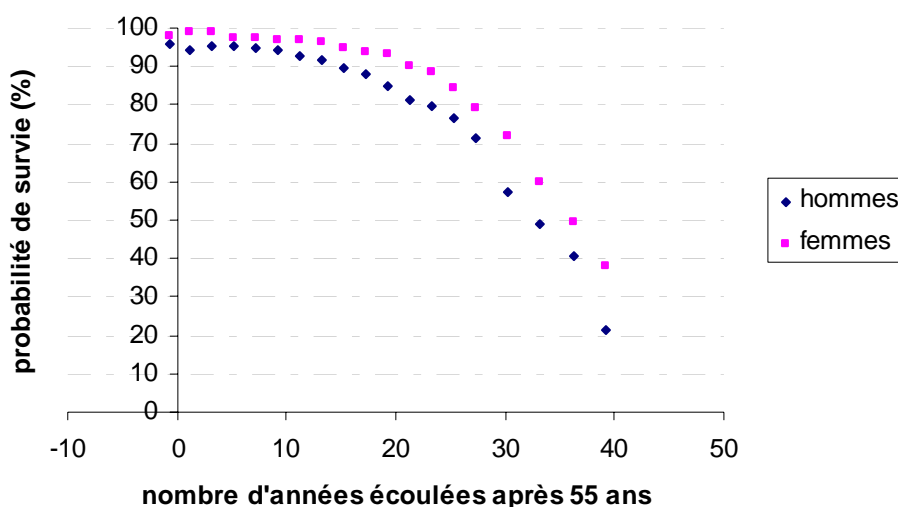
NB : le nombre d'année après 55 ans correspond à l'âge en début de la période sur laquelle est observée la probabilité de survie (par exemple, la probabilité de survie à l'abscisse  $t=10$  correspond à la survie entre les âges de 65 et 69 ans).

Le graphique ci-dessus décrit la relation entre l'âge et la mortalité, qui présente une forme assez régulière. Les probabilités de survie diminuent avec l'âge, d'abord faiblement puis plus fortement à partir de 75 ans.

Les générations sont observées à différentes vagues de l'EIR (avec toutefois une extension importante du champ de l'échantillon, car dans l'EIR 1993 assez peu de générations étaient sélectionnées). La courbe indique une augmentation sensible des probabilités de survie au même âge selon la génération (décalage de la courbe vers le haut).

La baisse de la mortalité aux grands âges est particulièrement sensible, grâce notamment aux progrès médicaux qui ont diminué la mortalité liée à certains cancers et aux maladies cardiovasculaires (si bien que les démographes ont parlé de « révolution cardio-vasculaire »). C'est le facteur principal de l'augmentation de l'espérance de vie en France depuis les années 1970 (alors que la mortalité aux âges actifs reste assez stable et que la mortalité infantile a atteint un plancher), selon Vallin (2001).

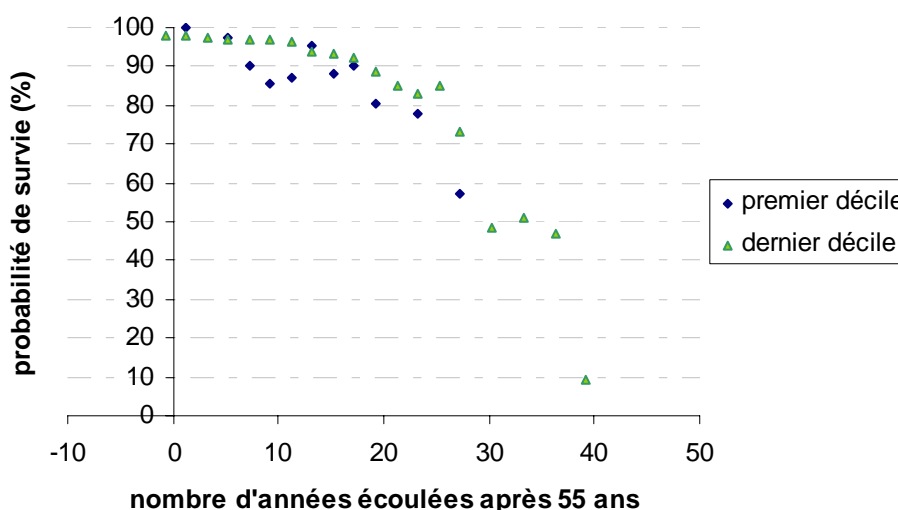
**Graphique 2 - Probabilité de survie à 4 ans des hommes et des femmes entre 2001 et 2004**



Sources : DREES, EIR 2001 et 2004.

Les probabilités de survie sont systématiquement plus élevées (quel que soit l'âge considéré) pour les femmes que pour les hommes.

**Graphique 3 - Probabilité de survie à 4 ans des hommes classés dans les premier et dernier décile d'avantage principal de droit direct entre 2001 et 2004**



Sources : DREES, EIR 2001 et 2004.

NB : compte tenu du trop faible nombre d'observations (moins d'une dizaine) aux âges élevés pour le premier décile, les points afférents n'ont pas été représentés sur le graphique.

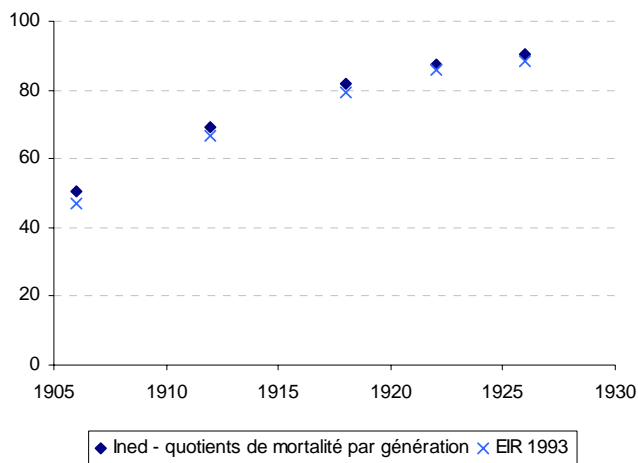
Les probabilités de survie des retraités disposant des pensions les plus élevées sont généralement plus élevées que celles des retraités percevant les plus faibles pensions, en particulier pour la tranche d'âge de 65 à 70 ans où la surmortalité des retraités aux pensions les plus modestes semble plus marquée. À un âge avancé, les écarts sociaux de mortalité s'estompent (mécanisme de sélection dynamique évoqué par Bommier, Magnac, Rapoport et

Roger, 2005). Les résultats avant 66 ans sont plus difficiles à analyser compte tenu d'un fort effet de sélection dans les données observées (tous les individus n'ont pas pris leur retraite, ceux qui ont liquidé leur pension peuvent présenter un profil particulier et des risques de mortalité différents des personnes non retraités).

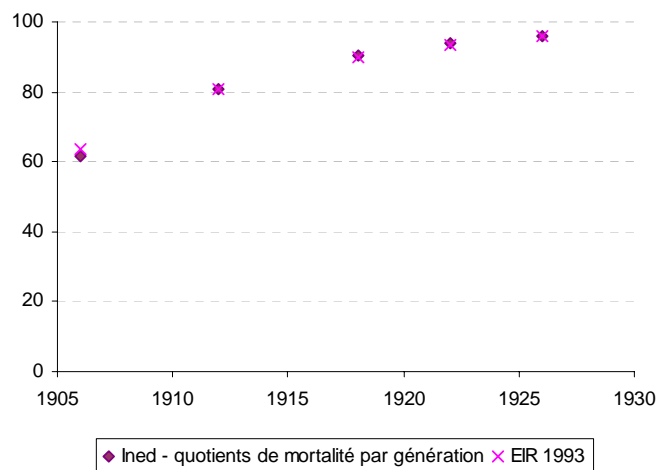
**Graphique 4 - Probabilités de survie à 4 ans par génération et date (vague de l'EIR)**

Hommes

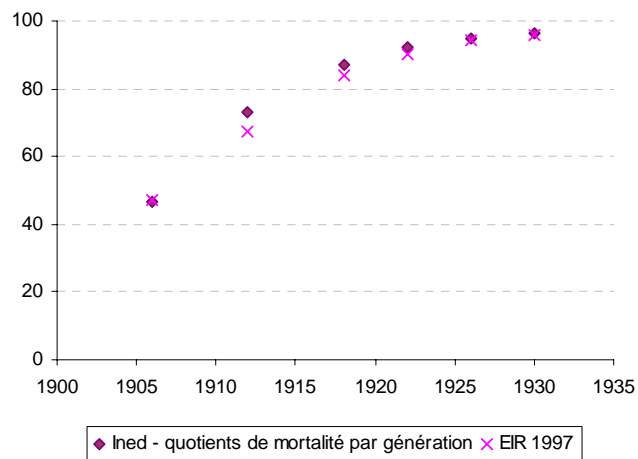
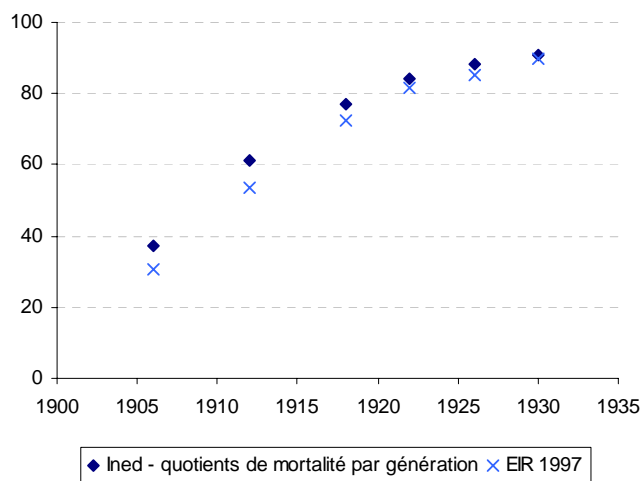
Entre le 31/12/1992 (EIR 1993) et le 31/12/1996 (EIR 1997)



Femmes

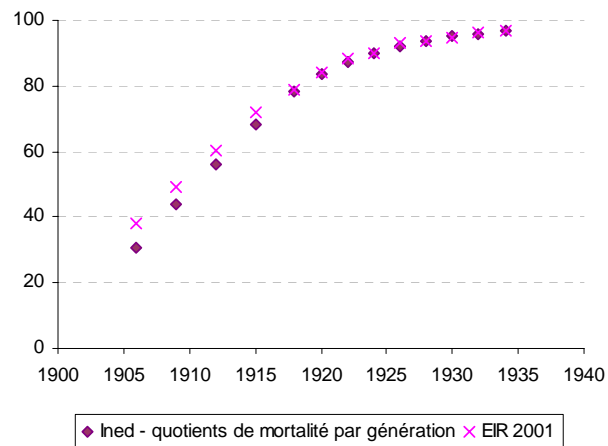
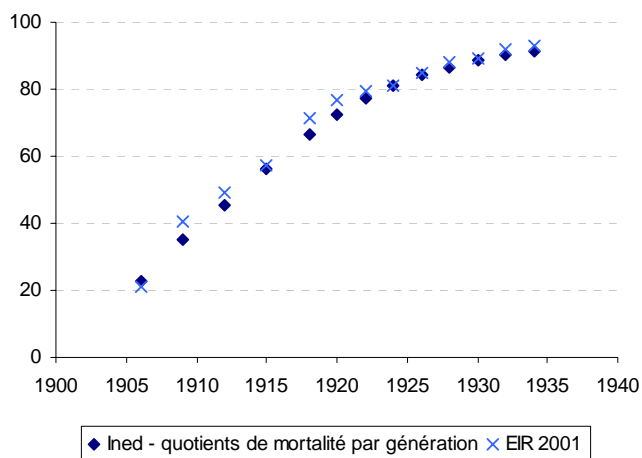


Entre le 31/12/1996 (EIR 1997) et le 31/12/2000 (EIR 2001)





Entre le 31/12/2000 (EIR 2001) et le 31/12/2004 (EIR 2004)



Note : Pour estimer la probabilité de survie avec les données de l'Ined (Vallin et Meslé, 2001), on multiplie les quotients de mortalité à l'âge  $N$ ,  $N+1$ ,  $N+2$  et  $N+3$ .  $N$  est l'Âge atteint compte tenu de la génération et de la date d'observation. Alors qu'entre la vague 1997 et 2001, les données de l'EIR conduiraient à surestimer la mortalité par rapport à celles de l'Ined, c'est l'inverse qui semble se produire entre les vagues 2001 et 2004. Dans le modèle, une indicatrice de période permet de tenir compte de ce phénomène, qui peut provenir par exemple d'un décalage de date de tirage de l'échantillon, induisant une erreur de mesure sur le fait d'être décédé ou non « au 31 décembre ».

### 3.3 Résultats des estimations

Les résultats de l'estimation du modèle sont présentés dans le tableau 1.

Pour les hommes, les caractéristiques individuelles (autres que l'âge) semblent jouer un rôle plus important sur la mortalité que pour les femmes.

Le niveau de pension a, comme attendu, un impact significatif. Bien évidemment, plus que la pension de l'individu c'est sans doute le montant total des ressources qui influe sur la mortalité. Malheureusement, on ne dispose pas dans l'EIR de l'ensemble des ressources du ménage (et en particulier on ne connaît pas la pension du conjoint), dont le montant peut différer plus fortement des droits propres à retraite dans le cas des femmes. Le montant des droits directs individuels de retraite doit donc être vu comme un « proxy » du niveau de vie de l'individu.

Pour affiner ce proxy, une indicatrice a été ajoutée, signalant les personnes dont le montant de pension est inférieur au seuil du minimum vieillesse mais qui ne perçoivent pas celui-ci (ressources du conjoint trop élevées, revenus du patrimoine ...). Le coefficient associé est négatif et très significatif, notamment pour les femmes, indiquant que ces personnes sont moins susceptibles de décéder toutes choses égales par ailleurs.<sup>13</sup>

Sans surprise, le fait de percevoir une pension d'invalidité (secteur public) ou liquidée au titre de l'inaptitude au travail ou de l'ex-invalidité (régime général et alignés) est associé à une probabilité de décès significativement plus élevée, toutes choses égales par ailleurs, aussi bien pour les femmes que pour les hommes.

<sup>13</sup> Cette caractéristique est toutefois susceptible d'évoluer au cours du temps.

À âge de liquidation comparable, les retraités du régime général affichent des probabilités de décès légèrement supérieures à celles des régimes de la fonction publique et des régimes spéciaux. C'est également le cas par rapport aux anciens agriculteurs (exploitants ou salariés MSA), en particulier pour les liquidations entre 61 et 64 ans. L'espérance de vie relativement longue des agriculteurs ou agricultrices a déjà été mise en évidence, notamment par E. Cambois, elle est néanmoins associée à une espérance de vie sans incapacité plutôt courte. Ces comparaisons entre régimes doivent bien sûr être interprétées avec prudence. Le commentaire ne se fonde ici que sur la comparaison des coefficients associés aux diverses indicatrices de régimes (regroupés) et âge de liquidation (également regroupés)<sup>14</sup>. L'analyse est purement descriptive : de telles comparaisons ne permettent donc en rien d'établir un quelconque lien causal entre régime d'affiliation et mortalité. Par ailleurs, il s'agit de comparaisons « toutes choses *observables* par ailleurs ». Cela signifie que les écarts liés à des compositions différentes des populations d'affiliés d'un régime à l'autre sont en partie neutralisées (pour les variables intervenant dans la spécification, notamment le montant de la pension globale) mais pas en totalité (notamment en ce qui concerne un contrôle fin de la qualification et de la pénibilité des métiers).

La catégorie socioprofessionnelle antérieure n'est pas bien renseignée dans l'EIR. Le fait d'être cadre au cours de la carrière est donc approché par deux indicatrices : le fait d'avoir été cadre A dans la fonction publique civile ou officier dans la fonction publique d'État militaire (repéré par la dernière profession exercée) et le fait de percevoir une pension de droit direct de l'Agirc (retraite complémentaire des cadres ; certains salariés non cadres peuvent cependant aussi être affiliés à cette caisse). Les coefficients associés sont significativement non nuls, pour les hommes comme pour les femmes : le fait d'avoir été cadre est associé à une probabilité de survie plus élevée, même lorsque l'on neutralise l'effet du niveau de pension (les deux variables n'étant pas indépendantes). On peut penser que les comportements vis-à-vis de la santé sont fortement liés au statut social (et au niveau de formation) et l'introduction du seul revenu dans le modèle ne suffit pas à rendre compte de l'intégralité de l'effet de la catégorie sociale.

Les effets de génération sont significatifs. Le coefficient estimé ressort plus élevé pour les hommes que pour les femmes. Ce résultat est cohérent avec plusieurs études publiées par l'Ined (F. Meslé « Espérance de vie : un avantage féminin menacé ? »). En effet, les inégalités entre les sexes face à la mortalité tendent à s'atténuer, du fait du rapprochement des comportements en matière de prévention et de modes de vie.

---

<sup>14</sup> Formellement, la comparaison des coefficients devrait également inclure un test de significativité des écarts. Par souci de lisibilité du tableau, les écart-types associés aux divers coefficients n'ont cependant pas été reproduits dans le tableau 1.

**Tableau 1 - Mortalité à 4 ans (résultats du modèle Gompit)**

Variable	Hommes			Femmes		
	Coef	Chi-Square	Pr > ChiSq	coef	Chi-Square	Pr > ChiSq
<b>Constante</b>	-3.1077	293.19	<.0001	-4.4484	424.10	<.0001
<b>t (années écoulées ou âge - 55 ans)</b>	0.0774	102.69	<.0001	0.1157	162.99	<.0001
<b>Montant relatif de l'avantage principal de droit direct (moyenne des plus de 66 ans à la date d'observation)</b>	-0.1339	52.10	<.0001	-0.0908	5.55	0.0185
<b>Minimum vieillesse (indicatrice)</b>	0.0431	0.98	0.3216	0.0379	0.89	0.3459
<b>Pension &lt; seuil du MV mais pas de minimum vieillesse versé (indicatrice)</b>	-0.1072	6.93	0.0085	-0.1001	10.91	0.0010
<b>Génération</b>	-0.0205	7.36	0.0067	-0.0109	1.42	0.2326
<b>Période 2001-2004</b>	-0.2258	24.75	<.0001	-0.2222	18.78	<.0001
liq55*ufonc	0.3248	11.19	0.0008	0.0601	0.27	0.6064
liq55*spe	0.3617	13.72	0.0002	0.2690	0.83	0.3622
liq55*pfonc	0.4766	7.10	0.0077	-0.3504	0.12	0.7284
ufonc*liq5659	0.2824	8.47	0.0036	-0.0140	0.02	0.8982
spe*liq5659	0.2362	3.68	0.0552	-0.2678	0.82	0.3638
pfonc*liq5659	0.0058	0.00	0.9822	-0.1147	0.01	0.9096
ufonc*liq60	0.1312	1.36	0.2443	0.0189	0.03	0.8728
spe*liq60	0.1718	3.28	0.0702	-0.2480	0.72	0.3963
liq60*uindep2	-0.1531	0.23	0.6302	-0.5149	1.32	0.2510
liq60*ucnav	0.2103	23.64	<.0001	0.1306	8.90	0.0028
liq60*pcnav	0.2113	17.68	<.0001	0.0180	0.05	0.8226
liq60*pindep2	0.1162	3.09	0.0790	-0.3824	4.33	0.0375
pfonc*liq60	0.1393	2.74	0.0981	-0.0755	0.22	0.6375
liq60*pmsa	0.0217	0.11	0.7358	-0.0734	0.51	0.4740
ufonc*liq6164	0.1633	2.45	0.1172	0.1689	1.87	0.1709
spe*liq6164	-0.0202	0.05	0.8312	-0.2798	0.99	0.3188
uindep2*liq6164	-0.1016	0.38	0.5389	0.2325	1.74	0.1869
ucnav*liq6164	0.0880	3.42	0.0645	-0.0608	1.88	0.1707
pcnav*liq6164	0.0308	0.26	0.6093	-0.1889	4.92	0.0266
pindep2*liq6164	-0.0390	0.45	0.5002	-0.2095	2.29	0.1298
pfonc*liq6164	0.1389	3.26	0.0712	-0.1664	1.43	0.2315
pmsa*liq6164	-0.1782	7.73	0.0054	-0.1143	1.34	0.2476
ufonc*liq65	-0.0305	0.03	0.8516	0.1344	0.58	0.4463
spe*liq65	0.1716	2.26	0.1325	-0.3648	0.92	0.3374
uindep2*liq65	0.0996	0.26	0.6130	0.0451	0.09	0.7656
ucnav*liq65	0.2211	22.76	<.0001	-0.0364	0.82	0.3657
pcnav*liq65	0.0627	1.06	0.3039	-0.1047	2.20	0.1384
pindep2*liq65	-0.0131	0.04	0.8385	0.0238	0.05	0.8182
pfonc*liq65	0.1575	2.65	0.1035	-0.0816	0.31	0.5774
pmsa*liq65	-0.0678	0.63	0.4272	0.0031	0.00	0.9728
ufonc*liq66	0.3843	2.78	0.0953	0.3765	0.81	0.3690
uindep2*liq66	0.0137	0.01	0.9162	0.1296	1.14	0.2852
ucnav*liq66	0.1031	1.47	0.2246	0.0343	0.43	0.5098
pcnav*liq66	0.0839	0.61	0.4336	-0.0655	0.30	0.5828
pindep2*liq66	-0.0860	1.09	0.2961	-0.1451	0.91	0.3394
pfonc*liq66	0.1867	2.15	0.1428	-0.0267	0.01	0.9029
pmsa*liq66	-0.2351	2.88	0.0896	-0.0423	0.08	0.7723
<b>majoration de pension pour enfants</b>	0.0016	0.01	0.9395	-0.0201	0.69	0.4074
RÉGION PARISIENNE	-0.0942	1.74	0.1870	-0.2496	6.36	0.0117
BASSIN PARISIEN	-0.0109	0.07	0.7933	0.0698	2.62	0.1056
NORD	-0.0399	1.33	0.2484	0.1050	7.56	0.0060
EST	0.2158	20.38	<.0001	0.2252	16.70	<.0001
OUEST	0.1055	5.63	0.0177	0.1174	5.72	0.0168
SUD-OUEST	-0.1109	8.24	0.0041	-0.0641	2.15	0.1424
CENTRE-EST	-0.0381	0.92	0.3370	-0.0065	0.02	0.8833
MÉDITERRANÉE	-0.0225	0.33	0.5683	-0.0354	0.60	0.4387
<b>Droit direct à l'Agirc (indicatrice)</b>	-0.1536	16.94	<.0001	-0.2837	11.57	0.0007
<b>Cadre A de la fonction publique (indicatrice)</b>	-0.1740	6.11	0.0134	-0.2047	2.14	0.1434
<b>Pension d'invalidité ou d'ex-invalidité (indicatrice)</b>	0.2627	112.99	<.0001	0.3175	114.55	<.0001
<b>Naissance en métropole</b>	0.0582	0.18	0.6685	-0.1235	0.61	0.4359

Sources : DREES, EIR 1993,1997, 2001 et 2004.

Note : Référence pour la génération ; personnes nées dans les années 30 / référence pour le lieu de résidence : DOM.

Note (suite) : Autres contrôles : indicatrices croisant les âges de liquidation (liq55 désigne les liquidations à l'âge de 55 ans, liq 56-59 celles qui sont intervenues entre 56 et 59 ans inclus, liq60, liq61-64, liq65, liq66 pour les liquidations à 66 ans ou plus) et les régimes (cnav pour le régime général, fonc pour les fonctionnaires, spe pour les régimes spéciaux de salariés, msa pour les exploitants et les salariés agricoles et enfin indep pour les indépendants et professions libérales (RSI et Cnav-PL), en distinguant les polypensionnés (p) qui sont classés dans le régime principal de retraite au regard de la durée validée et les unipensionnés (u)).

Plusieurs spécifications alternatives du modèle ont par ailleurs été testées. Diverses variantes concernant la prise en compte du niveau de pension relatif dans le modèle ont ainsi été examinées. On a par exemple testé un modèle avec l'ensemble de la pension et pas seulement l'avantage principal de droit direct, on a pris le logarithme du revenu, on a également introduit le niveau de pension par déciles, ainsi que la pension déflatée par l'indice des prix pour tenir compte de l'inflation entre les différentes vagues. Ces différentes variantes ne provoquent pas de fortes modifications des coefficients relatifs aux autres variables. En revanche la valeur et la significativité du coefficient lié à la variable « revenu » changent naturellement selon la spécification (cf. tableau ci après).

	$\hat{\rho}$ (Coefficient estimé lié à l'âge)		Coefficient(s) estimé(s) lié(s) au revenu	
	hommes	femmes	hommes	femmes
Modèle retenu tableau 1 : avantage de droit direct (M1) relatif (/ moyenne des plus 66 ans)	0.0774***	0.1157***	-0.1339***	-0.0908**
sans les indicatrices de perception du minimum vieillesse (MV) et pension <MV	0.0768***	0.1162***	-0.1238***	-0.0521*
Log (M1) relatif	0.0773***	0.1156***	-0.1423***	-0.0461*
Log (mont) relatif (pension totale avec droits dérivés et accessoires)	0.0772***	0.1163***	-0.1205***	-0.0047
Déciles (M1 en euros constants par déciles)	0.0773***	0,1154***	D1 : 0.2592** D2 : 0.4656*** D3 : 0.2007** D4 : 0.2272** D5 : 0.1515** D6 : 0.3123*** D7 : 0.2970*** D8 : 0.2257*** D9 : 0.1041** D10 : 0 (Ref)	D1 : 0.0167 D2 : -0.0318 D3 : -0.0073 D4 : -0.0236 D5 : -0.1281 D6 : -0.0857 D7 : -0.1498 D8 : -0.1470 D9 : -0.1125 D10 : 0 (ref)

\*\*\* significativement non nul au seuil 1 % ; \*\* significativement non nul au seuil 5 % ; \* significativement non nul au seuil 10 %.

Les coefficients sans \* ne sont pas significativement différents de 0.

Les déciles sont calculés en regroupant les hommes et les femmes. Les femmes sont surreprésentées dans les premiers déciles et les hommes dans les derniers déciles.

Par ailleurs, la spécification de base (présentée dans le tableau 1) introduit la génération avec un effet continu et linéaire sur la mortalité à 4 ans. Ce choix correspond à l'hypothèse de gains d'espérance de vie d'une génération à l'autre constants sur l'ensemble des générations présentes dans l'échantillon.

Il est important de noter que la spécification prend de plus en compte une indicatrice qui identifie la période 2001-2004. L'inclusion de cette variable se justifie principalement par des raisons statistiques. Sans cette indicatrice, le coefficient relatif à la génération apparaît trop élevé en ce qu'il aboutit à des augmentations très importantes de l'espérance de vie au fil du temps au regard des projections de l'Insee et de l'Ined, prises ici comme référence. En effet, sans l'indicatrice, on estime des gains d'espérance de vie d'une génération à l'autre d'environ 0,3 an par génération pour les femmes et 0,6 an pour les hommes, alors qu'on s'attend, d'après les données de l'Ined (Vallin et Meslé, 1997), à une augmentation de l'espérance de vie d'une génération à la suivante de l'ordre de 0,15 années pour les hommes et 0,13 années

pour les femmes. L'indicateur de période permet de prendre en compte le fait que, même si la durée entre deux vagues successives de l'EIR est en théorie de quatre ans exactement, la durée réelle peut être légèrement différente du fait de problème de mise à jour des données au 31 décembre. En pratique, les taux de mortalité observés aux différents âges entre 2001 et 2004 sont en effet légèrement différents des taux estimés dans les données de l'Insee et de l'Ined (cf. graphique 4). Au final, retenir une indicatrice permettant d'isoler la vague 2001-2004, où la mortalité est sans doute légèrement sous-estimée, permet d'estimer des évolutions d'espérance de vie entre générations tout à fait voisines de celles calculées par l'Ined (cf. 4.1)

<sup>15</sup>

Enfin, une indicatrice de perception d'une pension de réversion (proxy du veuvage car la pension de réversion est versée sous condition de ressources et d'âge dans certains régimes, en particulier le régime général, mais elle est souvent attribuée sans conditions de ressources dans les régimes complémentaires<sup>16</sup>) a été introduite parmi les variables explicatives dans l'une des spécifications alternatives. On ne retient finalement pas cette variable dans la spécification de base, car cette caractéristique peut évoluer au fil du temps.

---

<sup>15</sup> Une autre spécification testée a consisté à regrouper les générations par tranches. Cette spécification permet bien d'estimer une augmentation moyenne de l'espérance de vie de 0,18 an par génération pour les hommes et 0,12 pour les femmes, résultat proche des projections de l'Insee et de l'Ined. Mais l'évolution de l'espérance de vie par génération fait alors apparaître des paliers, ce qui est peu réaliste, car peu conforme aux observations démographiques.

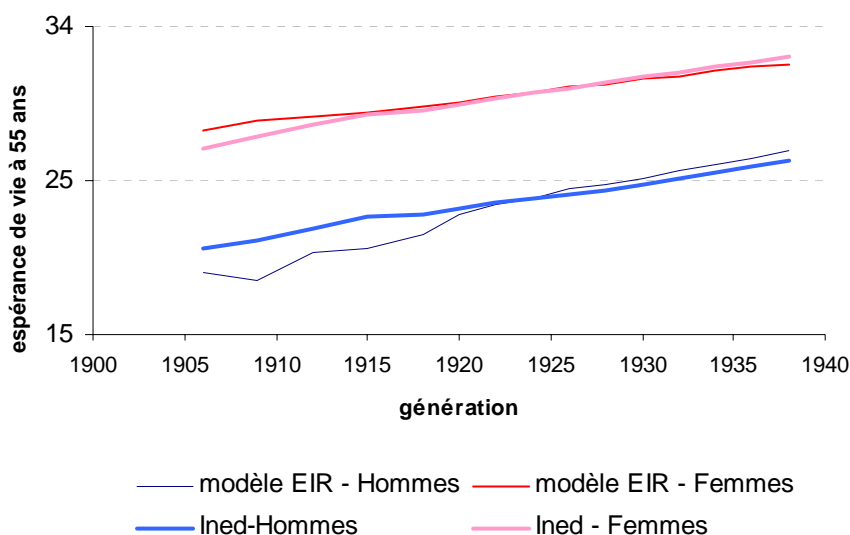
<sup>16</sup> À l'exception du RSI artisans.

## 4. Les résultats : espérance de vie imputée dans l'EIR et espérance de vie dans les données démographiques

### 4.1 Espérances de vie par sexe et génération

Tant en niveau qu'en rythme de croissance, les espérances de vie moyenne à 55 ans par génération (en pondérant les individus présents dans l'EIR en 2004 par l'inverse de la probabilité de survie de 55 ans à l'âge atteint) apparaissent relativement proches de celles publiées par l'Ined pour les générations postérieures à 1920 (cf. graphique 5). Les écarts sont particulièrement faibles s'agissant des femmes, et ce pour la plupart des générations. En revanche, les écarts sont plus importants chez les hommes nés avant 1920 (jusqu'à 2,5 années pour la génération 1909). Le modèle d'imputation semble ainsi donner des résultats plus sujets à caution pour les générations anciennes<sup>17</sup> ; les espérances de vie imputées ne devraient donc être utilisées que pour les générations postérieures à 1920.

Graphique 5 - Espérances de vie à 55 ans selon l'Ined et moyenne des espérances de vie imputées selon le modèle dans l'EIR



Sources : Ined (espérances de vie par génération) et Drees, EIR 2004 et modèle d'imputation. Champ pour l'EIR : retraités du système de retraite français résidant en France<sup>18</sup> (pondérés pour être représentatifs des vivants à l'âge de 55 ans).

Les tables de mortalité auxquelles on se réfère dans ce document, ont été construites par l'Ined (Jacques Vallin et France Meslé<sup>19</sup>) en extrapolant les quotients de mortalité à partir de l'année 1997. Connaissant les quotients de mortalité par âge atteint pour chaque génération et la taille initiale de la génération, l'espérance de vie à un âge  $x$  est la somme des survivants d'âge supérieur ou égal à  $x+1$  divisé par l'effectif de survivants à l'âge  $x + 0,5$  (centre de la classe).

<sup>17</sup> Ce résultat pourrait aussi venir du faible nombre d'observations pour les générations les plus anciennes dans l'EIR.

<sup>18</sup> Les retraités de régimes étrangers qui résident en France pendant leur retraite ne sont pas pris en compte, ils ne font pas partie du champ de l'EIR.

<sup>19</sup> Vallin Jacques et Meslé France, 2001. – Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe. – Paris, INED, 102 p + CD-Rom (Données statistiques n 4-2001).

Les résultats de l'Ined portent sur l'ensemble de la population résidant en France.

## 4.2 Différences sociales de mortalité

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 ns 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

Sources : 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.

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

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

Sources : 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 qui fournit des informations sur l'activité exercée de 1993 à 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.

NB : par construction, les personnes qui n'exerçaient déjà plus d'activité salariée à 55 ans sont exclus du champ.

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.

Les écarts d'espérance de vie à 55 ans imputée entre les cadres et les ouvriers atteignent 3,7 ans pour les hommes et 2,8 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, 2008<sup>20</sup>) et de l'Insee (Mesrine<sup>21</sup>, 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	À 60 ans, en 1991	À 60 ans, période 1980-1989
Source	Échantillon de mortalité de 1982 Résidents en France ?	Insee, enquêtes décennales de santé et enquêtes longitudinales de mortalité Résidents en France ?	Recensement/État civil (Résidents en France ?)

Comme indiqué en introduction, 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

<sup>20</sup> Population et sociétés n° 441, janvier 2008 « la « double peine des ouvriers » : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte ».

<sup>21</sup> Espérances de vie à 65 ans d'après l'échantillon de mortalité 1982, publié sur le site du COR.



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.

Enfin, la catégorie socioprofessionnelle retenue dans cette étude est la dernière connue avant le départ à la retraite, elle peut différer de la catégorie socioprofessionnelle en début ou en milieu de vie active : il est probable que de nombreux cadres de la génération 1938 n'aient atteint ce statut qu'au cours de leur carrière. En outre, la catégorie socioprofessionnelle est inconnue pour les personnes qui ont cessé toute activité salariée avant 55 ans.

## 5. Exemples d'applications

L'imputation d'une espérance de vie conditionnelle aux principales caractéristiques de retraites dans l'EIR est réalisée afin de prendre en compte la problématique de la mortalité différentielle dans diverses analyses réalisées sur les retraités.

Dans cette dernière partie, on présente quelques exemples d'applications simples des résultats de cette imputation. La présentation n'est bien sûr pas exhaustive de tous les cas d'applications envisageables.

### 5.1 Espérances de vie imputées selon le régime et selon la durée validée

L'imputation d'une espérance de vie conditionnelle aux caractéristiques individuelles à chacune des personnes échantillonnées dans l'EIR permet ensuite de calculer des espérances de vie moyenne selon divers regroupements.

Un premier exemple est celui des espérances de vie imputées moyenne selon le régime principal des retraités.

**Tableau 4 - Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne par régime**

Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne (en années)	Unipensionnés		Polypensionnés	
	Part parmi les retraités nés en 1938 (%)	Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne	Part parmi les retraités nés en 1938 (%)	Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne
Régime général (CNAV)	51,3	29,2	16,7	28,3
Fonction publique d'État	5,7	30,7	3,2	29,5
Fonction publique militaire	0,4	26,9	0,7	27,8
CNRA	1,0	30,6	3,5	30,0
MSA salariés	0,5	28,5	1,4	29,0
MSA exploitants	2,8	29,1	3,9	30,3
RSI commerçants	0,2	30,2	1,4	28,3
RSI artisans	0,1	28,8	1,6	27,2
Professions libérales (CNAV-PL)	0,3	29,4	0,5	30,4
Régimes spéciaux : SNCF, ENIM (marins), RATP, CANSSM (mineurs).....	1,1	26,5	1,8	27,7
Autres	0,3	27,3	1,3	28,7

Sources : DREES, EIR 2004.

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

NB : les poly pensionnés sont classés selon le régime principal (en termes de durée validée).

Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne (en années)	Hommes		Femmes	
	Part parmi les retraités nés en 1938 (%)	Espérance de vie à 55 ans	Part parmi les retraités nés en 1938 (%)	Espérance de vie à 55 ans
Régime général (CNAV)	32,8	26,3	35,2	31,6
Fonction publique d'État	4,3	27,5	4,6	32,8
Fonction publique militaire	1,0	27,2	0,0	32,9
CNRA	1,6	26,1	2,9	32,3
MSA salariés	1,4	27,6	0,6	32,0
MSA exploitants	3,1	26,9	3,6	32,4
RSI commerçants	1,1	26,6	0,5	33,0
RSI artisans	1,5	26,7	0,1	33,7
Professions libérales (CNAV-PL)	0,6	29,1	0,2	32,4
Régimes spéciaux : SNCF, ENIM (marins), RATP, CANSSM (mineurs).....	2,5	26,0	0,5	33,7
Autres	0,3	26,1	0,2	32,0

Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues antérieures pour le modèle).

Champ : retraités nés en 1938, résidant en France, pondérés pour être représentatifs des personnes de la génération en vie à l'âge de 55 ans NB : Les poly pensionnés sont classés dans leur régime principal.

Les régimes qui affichent les espérances de vie les plus faibles en moyenne, sont ceux où la part des hommes est la plus forte : Fonction publique militaire, Régimes spéciaux, RSI artisans, MSA salariés. Si l'on neutralise cet effet de composition par genre, les différences entre régimes apparaissent nettement atténuées. Les régimes de la CNAVPL (professions libérales) et la fonction publique dans une moindre mesure sont ceux où les retraités vivent le plus longtemps en moyenne.

Ce résultat reste néanmoins difficile à analyser car il intègre les autres effets de composition (la structure par catégorie socio-professionnelle peut être différente d'un régime à l'autre). La comparaison des espérances de vie imputées moyennes par régime ne permet pas d'établir un quelconque résultat sur un éventuel lien causal entre régime d'affiliation et mortalité. Elle ne saurait se substituer à une analyse plus fine des écarts de vie selon les régimes d'affiliations des retraités.

Un second exemple est l'espérance de vie moyenne selon la durée validée au cours de la carrière.

Un tel exercice revêt une importance toute particulière, car l'espérance de vie est plus élevée pour les personnes des catégories sociales les plus aisées (cf. 4.2). 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. À défaut de vérifier directement ce lien statistique, on peut s'intéresser à celui qui existe entre l'espérance de vie et la durée validée.

Notons cependant que la génération présentée dans les graphiques ci-dessous 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.

**Graphique 6 - Espérance de vie à 55 ans imputée moyenne selon la durée validée tous régimes pour la génération 1938**



Sources : EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).

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.

L'espérance de vie des retraités décroît avec le nombre d'annuités validées, pour les personnes à carrière complète. 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 (cf. graphique 6), 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 annuités<sup>22</sup>, 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.

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

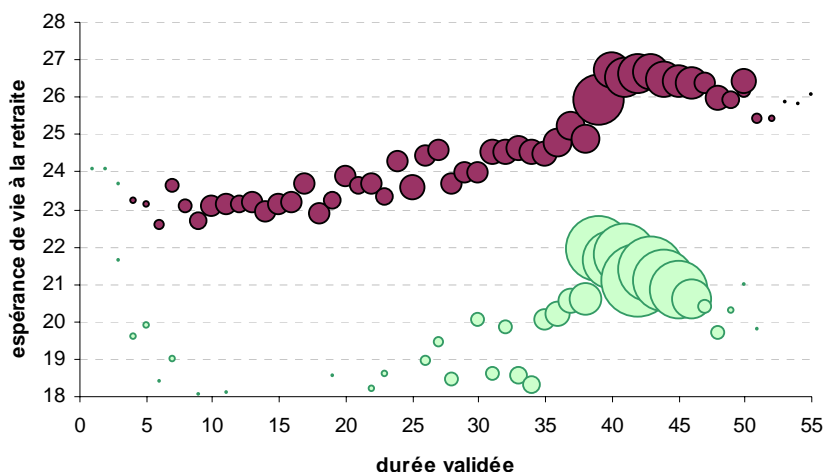
<sup>22</sup> Contrairement aux retraités nés dans la deuxième moitié des années 40, ceux de la génération 1938 n'ont pas bénéficié du dispositif de départ anticipé pour carrière longue, mis en place par la réforme de 2003. Les durées validées élevées (plus de 42 ans) sont donc relativement fréquentes, en particulier pour les hommes.

apparaissent assez modérés. Leur amplitude ressort inférieure aux disparités 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. 4.2).

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. Les deux graphiques suivant (cf. graphiques 7 et 8) présentent cette durée passée à la retraite, calculée pour chaque individu comme la différence entre son espérance de vie et sa date de liquidation.

**Graphique 7 - Espérance de durée passée en retraite moyenne selon la durée validée tous régimes pour la génération 1938**



Sources : EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).

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.

Pour s'affranchir des effets de fin de carrière et d'hétérogénéité entre régimes<sup>23</sup>, le graphique 8 se place de surcroît sur un champ restreint aux salariés du secteur privé (régime général et MSA salarié), et met en relation la durée de vie en retraite avec le nombre d'annuités validées avant l'âge de 60 ans (et non le nombre d'annuités total). Le graphique se restreint de plus 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 (1,5 an, cf. *supra*), 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 an 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 an<sup>24</sup>. 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 vie<sup>25</sup>.

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.

Pour les femmes, les faibles durées validées avant 60 ans vont de pair avec une durée de retraite plus courte (cf. *graphiques 7 et 8*). 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

---

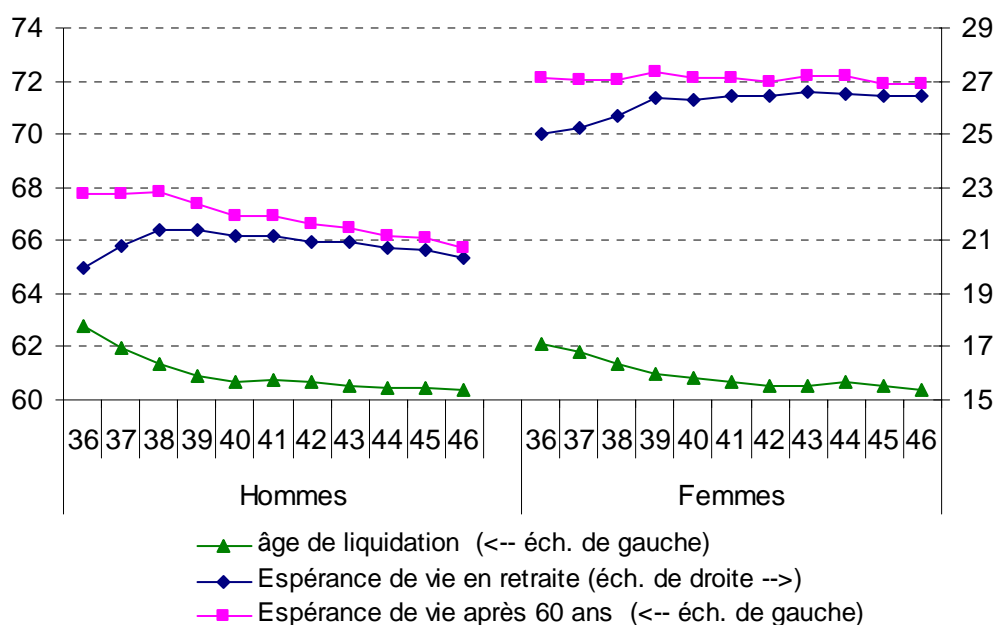
<sup>23</sup> Outre les différences déjà évoquées entre indépendants et salariés, les différences de législation en ce qui concerne le calcul de la durée validée ajoutent à l'hétérogénéité entre régimes. Cette dernière inclut en effet, pour certains régimes, des bonifications liées à la nature et la pénibilité des postes exercés, et non à une durée de carrière réelle.

<sup>24</sup> 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.

<sup>25</sup> 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.

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 8 - Espérance de vie après 60 ans, espérance de vie en retraite et âge de liquidation selon la durée validée (nombres d'années) avant 60 ans pour les salarié(e)s du privé**



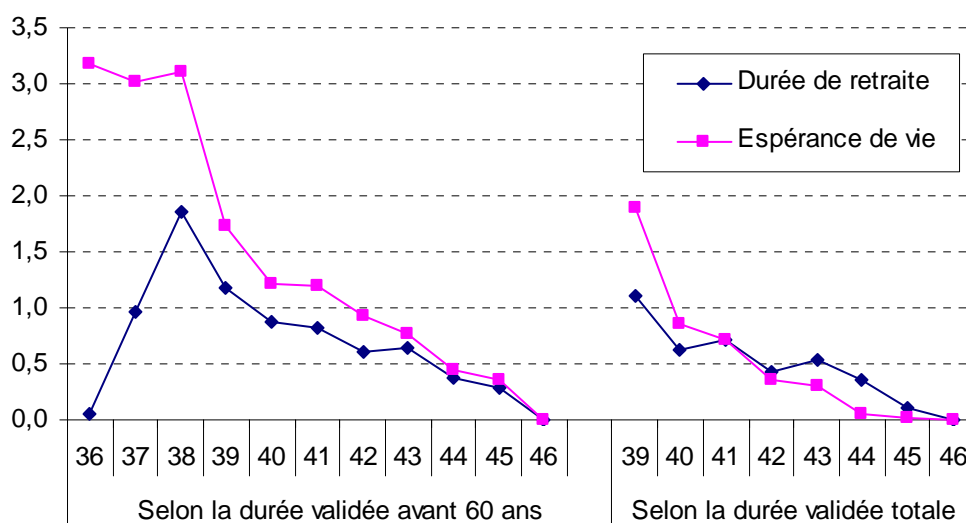
Champ : retraités nés en 1938, résidant en France salariés du privé (*affiliés au régime général et à la MSA salariés*), pondérés pour être représentatifs des personnes en vie à l'âge de 55 ans.

Sources : 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 : Par convention, l'espérance de vie après 60 ans est définie ici comme l'espérance de vie à 60 ans + 60. Les durées en abscisses correspondent au nombre d'années validées pour la retraite avant l'âge de 60 ans (durée exprimée en années).

Le graphique 9 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. Ce graphique représente, pour chaque catégorie de durée validée avant 60 ans, l'écart entre l'espérance de vie moyenne (ou la durée de vie en retraite moyenne) des personnes de la catégorie et celle des personnes de la catégorie ayant l'espérance de vie la plus faible, c'est-à-dire les personnes ayant validé 46 annuités avant l'âge de 60 ans. La liquidation plus tardive des personnes qui n'ont pas, à 60 ans, validé la durée requise pour le taux plein contribue 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, l'écart maximum observé passe ainsi de 3,2 ans à 1,9 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 selon la partie de la carrière validée avant 60 ans.

**Graphique 9 - 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.

Sources : 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 : Pour chaque catégorie de durée validée, l'écart est calculé par rapport à l'espérance de vie moyenne (resp. la durée de vie en retraite moyenne) de la catégorie ayant l'espérance de vie la plus faible, c'est-à-dire la catégorie des personnes ayant validé 46 ans avant l'âge de 60 ans.

Le tableau 5 résume, pour les hommes nés en 1938 et à carrière complète ou « quasi-complète » les différents écarts selon le concept retenu.

**Tableau 5 - Écarts maximaux observés pour les hommes à carrière complète ou quasi-complète (en années)**

Écarts maximum observés (selon la durée validée) :	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.

Sources : 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).

Lecture : Parmi l'ensemble des hommes à carrière complète ou quasi-complète, les écarts observés sont au plus de 1,1 an pour l'espérance de durée de vie en retraite moyenne selon la durée validée avant 60 ans.

## 5.2 La comparaison de générations observées à des âges différents

La comparaison des générations sélectionnées dans l'EIR à un moment donné (par exemple en 2004) est difficile à analyser puisqu'elle mêle deux effets : des différences structurelles d'une génération à l'autre, mais aussi l'incidence de la mortalité différentielle. Si l'on veut par exemple comparer la distribution des âges de liquidation d'une génération à l'autre, on constate en effet que les retraités qui liquident leur pension jeunes ont généralement une espérance de vie réduite, comme le confirme le modèle de survie dont les résultats sont

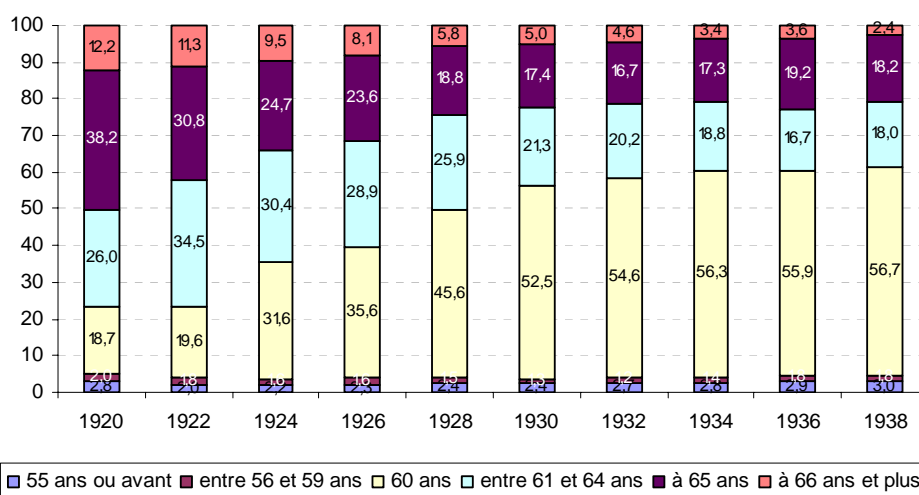


présentés dans le tableau 1, page 14. Ces retraités « liquidants précoces » sont ainsi moins souvent présents dans l'échantillon au fil du temps.

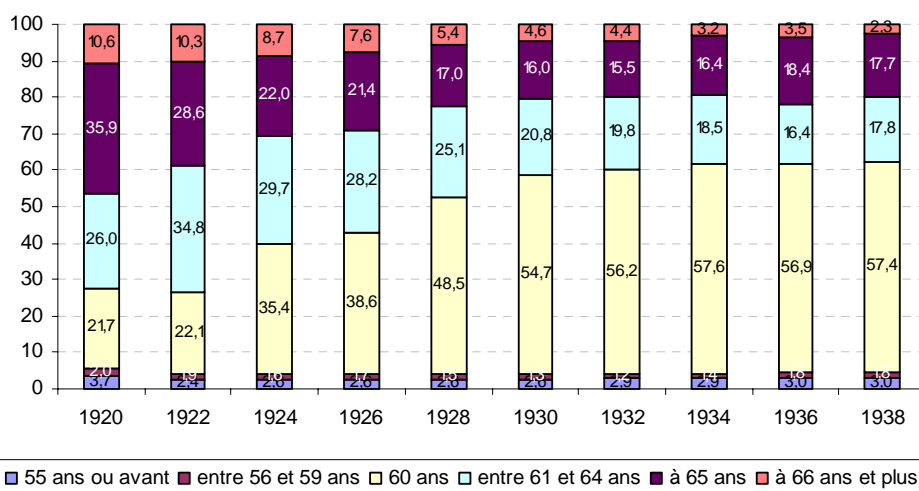
Pour éliminer cet effet lié à la mortalité différentielle, on peut pondérer les effectifs par l'inverse de la probabilité de survie, de manière à réaliser des comparaisons entre générations à un âge analogue (55 ans)<sup>26</sup>.

**Graphiques 10 a et 10b - Répartition des retraités selon l'âge à la liquidation par génération**

**Retraités vivants en 2004**



**Retraités vivants à l'âge de 55 ans**



Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).

Champ : retraités de droit direct résidant en France.

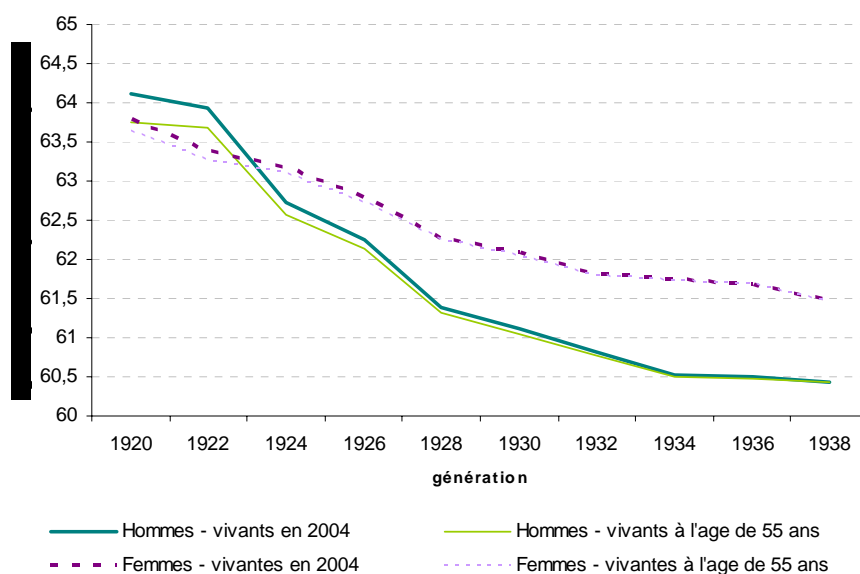
NB : Ces graphiques mêlent hommes et femmes.

<sup>26</sup> À proprement parler, les générations restent observées à des âges différents. Cependant, la pondération par l'inverse de la probabilité de survie entre 55 ans et l'âge d'observation dans l'EIR permet de rendre chaque génération « représentative » des vivants à l'âge de 55 ans, ce qui autorise leur comparaison.

Logiquement, plus la génération est ancienne et plus les différences selon que l'on pondère ou non par la probabilité de survie sont importantes. Pour la génération 1920, la part des liquidations à un âge tardif (66 ans et plus) apparaît par exemple sensiblement inférieure, lorsqu'on la calcule en proportion de la population représentative des vivants à 55 ans, plutôt qu'en proportion de celle représentative des vivants à la date d'observation de l'EIR (c'est-à-dire à l'âge de 84 ans). Elle passe de 12,2 % à 10,6 % (cf. graphique 10). L'écart entre la génération 1920 et la génération 1938, en ce qui concerne cette proportion, n'est finalement que de 8 points de pourcentage, alors qu'il semble être de 10 points lorsqu'on ne prend pas en compte le biais de sélection lié à la mortalité différentielle avant la date d'observation.

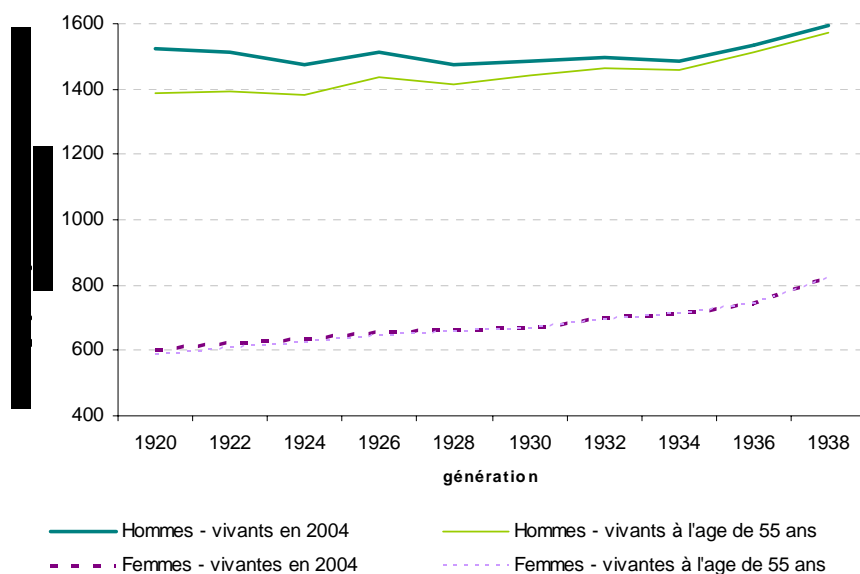
Un autre exemple est celui de l'âge moyen à la liquidation (cf. graphique 11). Les retraités qui liquident leur pension plus tardivement ont une espérance de vie plus élevée. Ce constat vaut surtout pour les hommes. Aussi en se replaçant à un âge comparable (les vivants à 55 ans), les anciennes générations liquident leur pension nettement plus tard que les générations des années 1930, mais l'écart est un peu moins important qu'il n'apparaît au premier abord, avec des données en « coupe ».

**Graphique 11- Âge moyen à la liquidation selon la génération**



Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).  
 Champ : retraités de droit direct résidant en France.

**Graphique 12 - Avantage principal de droit direct moyen selon la génération**



Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).  
Champ : retraités de droit direct résidant en France.

La mortalité différentielle contribue à réduire les écarts de pension au fil des générations que l'on peut mesurer « naïvement » en observant les générations à des âges différents. En effet, les retraités percevant les pensions les plus élevées décèdent plus tardivement que les autres et sont de ce fait plus nombreux en proportion dans les générations les plus anciennes. Si l'on corrige cet effet de structure, les niveaux de pension apparaissent encore plus contrastés par génération dans le cas des hommes (cf. graphique 12). À titre d'exemple, la pension augmente en moyenne de 1 % par génération entre la génération née en 1928 et celle née en 1934, alors que, observé en coupe en 2004, l'avantage principal de droit direct moyen est globalement le même pour toutes ces générations.

S'agissant des femmes, le montant d'avantage principal de droit direct est nettement moins corrélé à l'espérance de vie (peut-être en partie parce que la corrélation entre niveau de vie et avantage principal de droit direct est plus faible que chez les hommes, du fait du niveau moyen de pensions beaucoup plus bas des femmes : le niveau de vie est alors d'abord déterminé par le revenu du conjoint) : la correction apportée par la prise en compte de la mortalité différentielle est, de ce fait, plus minime.

### ***5.3 La somme des retraites perçues sur le cycle de vie***

La somme des pensions versées sur la totalité du cycle de vie peut être calculée connaissant la probabilité de survie entre l'âge de 55 ans et celui atteint en 2004 d'une part, et la durée de retraite estimée avec la date de liquidation et l'espérance de vie imputée, d'autre part. La pondération permet de tenir compte du fait que certains retraités ont pu décéder peu de temps après avoir pris leur retraite et n'ont pas été observés dans l'échantillon.

Pour réaliser ce calcul, on fait l'hypothèse que les pensions sont revalorisées chaque année selon l'évolution de l'indice des prix<sup>27</sup>. On somme alors l'ensemble des pensions par individu perçues de l'année de liquidation jusqu'à l'année de décès (en tenant compte du nombre de mois où la pension a été versée si la liquidation et/ou le décès est intervenu en cours d'année). On ne calcule ici que l'avantage principal de droit direct car la perception d'une pension de réversion ou du minimum vieillesse dépend d'une situation qui peut évoluer au fil du temps (veuvage notamment).

**Tableau 6 - moyennes du montant d'avantage principal de droit direct « en coupe » et de l'ensemble des pensions de droit direct perçus tout au long du cycle de vie (en euros courants et constants)**

	Avantage principal de droit direct mensuel au 31/12/2004 en euros (moyenne non pondérée) <sup>28</sup>	somme des avantages principaux de droit direct (estimée) tout au long du cycle de vie en euros constants 2004 (moyenne pondérée selon la survie)
Ensemble	1 182	359 219
Hommes	1 568	452 280
Femmes	815	261 869
ratio femmes/hommes	52 %	58 %

Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).

Champ : retraités de droit direct nés en 1938 résidant en France.

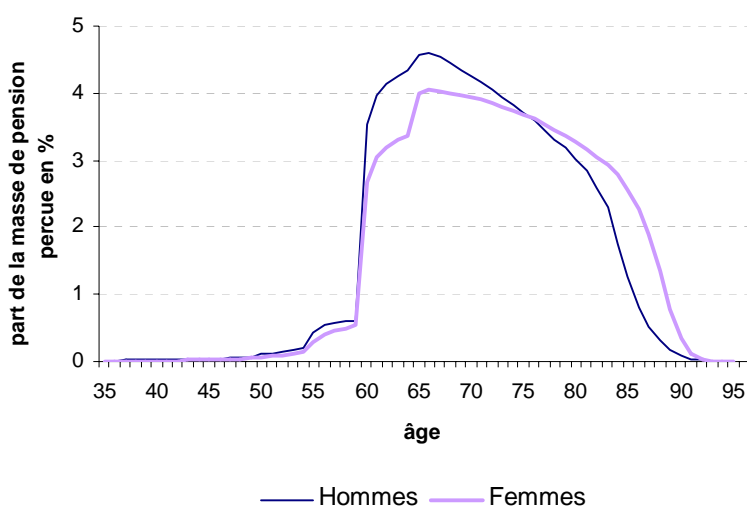
Lorsque l'on tient compte de l'ensemble des sommes perçues tout au long du cycle de vie, l'écart concernant l'avantage de droit direct en faveur des hommes se réduit un peu. En effet, les femmes de la génération 1938 affichent une durée de versement d'avantage principal de droit direct plus longue : celle-ci est supérieure en moyenne de deux ans par rapport aux hommes. Cette différence de durée de versement résulte de deux mouvements aux effets opposés : d'une part, les femmes liquident leur pension à un âge plus tardif que les hommes du fait de carrières plus souvent incomplètes (elles doivent alors parfois atteindre l'âge de 65 ans pour bénéficier du taux plein lorsqu'il leur manque un nombre important de trimestres), mais d'autre part, elles vivent en moyenne 5 années de plus que les hommes, d'après le modèle d'imputation fondé sur les données de l'EIR.

À l'avenir, les différences en termes de montant perçu global devraient encore s'amoinrir et pourraient même devenir positives en faveur des femmes. En effet, les dates de liquidation des hommes et des femmes vont vraisemblablement se rapprocher sous l'effet du développement de l'activité féminine et de la validation des trimestres au titre de l'AVPF (la génération 1938 ne bénéficiait pas à plein de ce dispositif qui a été mis en place en 1972). L'écart entre les dates de liquidation se réduira sans doute davantage que l'écart afférent aux espérances de vie. Dans ce domaine, les différences entre hommes et femmes tendent à diminuer mais à un rythme lent, en tout cas nettement moins rapide que celui relatif aux comportements d'activité.

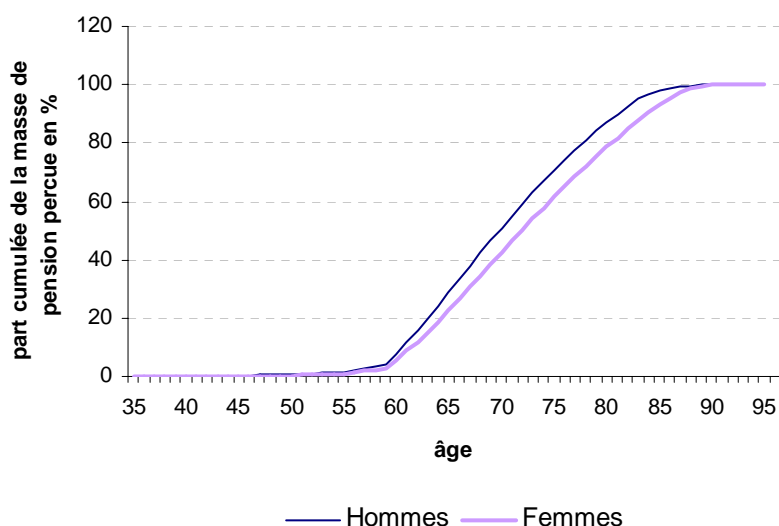
<sup>27</sup> De sorte que la pension en euros constants 2004 n'évolue pas.

<sup>28</sup> Compte tenu de la faible probabilité de décéder entre 55 ans et 66 ans, les moyennes de pension perçues sont assez proches que l'on pondère ou pas en tenant compte de la survie.

**Graphiques 13a et 13b - Part de la masse d'avantage principal de droit direct perçue (ou à percevoir) par la génération 1938 (en euros courants) selon l'âge atteint**



**Part cumulée de la masse d'avantage principal de droit direct perçue (ou à percevoir) par la génération 1938 (en euros courants) selon l'âge atteint.**



Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).

Champ : retraités nés en 1938 de droit direct.

Lecture : La proportion de la masse totale de pension versée aux retraités de la génération 1938 qui a été perçue avant octobre 2008 (soit avant l'âge de 70 ans pour la génération 1938) s'élève à 51 % pour les hommes et 42,5 % pour les femmes.

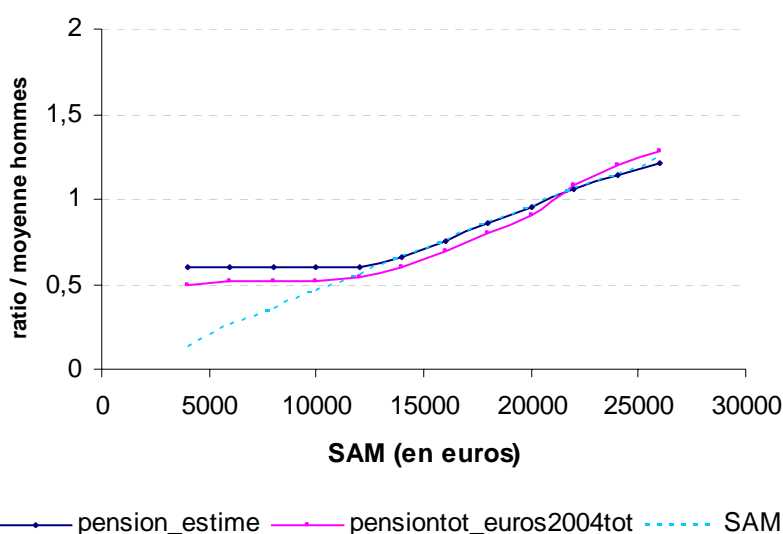
## 5.4 L'analyse de la redistribution

Dans de nombreuses études sur tel ou tel aspect du système de retraite, on cherche à évaluer la redistribution opérée, en comparant les inégalités de niveau de retraite aux inégalités « préexistantes » selon un autre critère de stratification de la population (par exemple, le niveau de revenu d'activité au cours de la vie active). Cependant, dans la mesure où la mortalité diffère selon le niveau de revenu, cette dernière opère également une redistribution : le diagnostic sur les propriétés redistributives du système de retraite est donc susceptible d'être différent selon que l'on raisonne sur la somme de toutes les pensions perçues sur le cycle de vie, et pas seulement sur les niveaux de pensions observés en coup. Dans cette partie, nous illustrons cela sur un exemple.

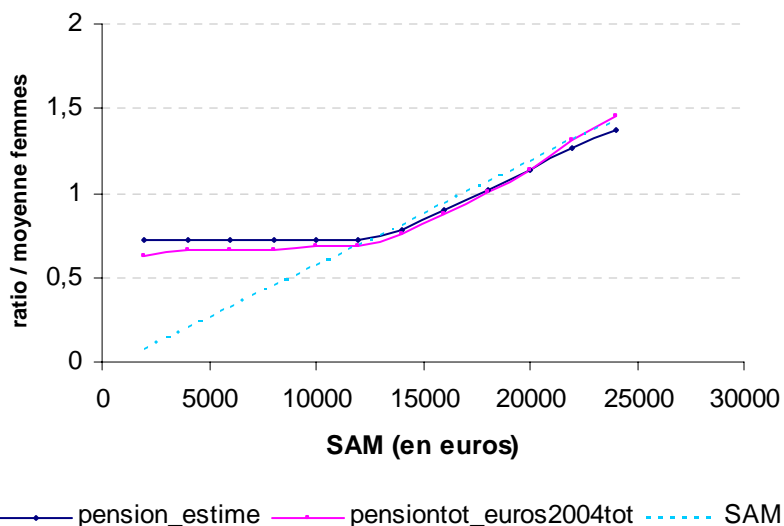
Au régime général, le salaire annuel moyen (SAM) donne une indication (imparfaite) sur le niveau de rémunération perçu au cours de la carrière. La pension est calculée en tenant compte de ce paramètre, ainsi que du taux de liquidation et du coefficient de proratisation. Comparer les distributions du SAM et du montant de pension dans la population permet d'estimer la redistribution opérée : à niveau de SAM donné, plus le montant de pension de retraite est proche du montant moyen (comparativement au SAM), plus la redistribution verticale opérée par le système de retraite est importante. Le graphique 14 permet de comparer ces distributions, pour les hommes et pour les femmes.

**Graphique 14 - Avantage principal de droit direct (M1) servi par la CNAV « en coupe » et somme perçue au long du cycle de vie en fonction du salaire annuel moyen (SAM)**

**Hommes**



**Femmes**



Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).

Champ : retraités nés en 1938 de droit direct affiliés à la CNAV ayant une carrière complète à la CNAV.

Note de lecture : les hommes avec un SAM supérieur à 10 000 euros et inférieur à 12 000 euros ont un SAM équivalent à 0,56 fois le SAM moyen (pour les hommes ayant une carrière complète à la CNAV), ils ont une pension équivalente à 0,6 fois la pension moyenne (toujours sur le même champ) et une espérance de pension cumulée tout au long de la vie de 0,53.

Pour simplifier l'analyse, on s'est limité dans cette partie aux retraités qui disposent d'une carrière complète à la CNAV (155 trimestres validés ou plus pour la génération 1938). Le graphique 14 n'illustre donc la redistribution verticale opérée par le système de retraite qu'au sein d'une partie de la population, puisqu'il ne permet pas d'appréhender la redistribution entre personnes à carrières complètes et incomplètes.

Les retraités qui affichent un SAM faible (inférieur à 12 000 euros) perçoivent souvent le minimum contributif, ce qui explique la quasi-stabilité du niveau de pension en fonction du SAM pour ces retraités. Au-delà de ce montant, le niveau d'avantage principal de droit direct augmente quasiment dans les mêmes proportions que le SAM, pour les hommes comme pour les femmes.

Le niveau de pension est plus proche de la moyenne que le SAM pour les personnes à faible SAM : cette observation illustre la redistribution verticale opérée par le mode de calcul de la pension, par rapport au salaire de carrière (approché ici par le SAM). Le fait de tenir compte de l'espérance de vie relativise l'ampleur de la redistribution observée, sans toutefois remettre en cause ce constat. Les retraités dont le SAM est compris entre 22 000 et 26 000 euros apparaissent favorisés, du fait d'une durée passée à la retraite plus longue, si l'on tient compte de la masse totale des pensions perçues (observations surtout valables pour les hommes), alors que leur ratio à la moyenne était identique à celui du SAM pour le montant mensuel « en coupe ». A contrario les retraités, hommes et femmes, qui affichent les SAM les plus faibles apparaissent moins favorisés dans une analyse en termes d'espérance de pension perçue tout au long de la vie, en raison d'une espérance de vie plus faible.

### ***5.5 La calibration ex-ante de réformes « à coûts constants »***

Généralement, la calibration des réformes « à coût constant », c'est-à-dire neutres en termes de masse de pensions versée, repose sur des analyses « en coupe ». Le fait de prendre en considération non pas la pension instantanée mais celle versée tout au long du cycle de vie peut conduire à modifier les résultats car les perdants et les gagnants de la réforme n'ont pas nécessairement la même longévité.

En 2008, le COR s'est penché sur différentes pistes de réforme des avantages familiaux. En particulier, il a étudié la substitution de la majoration de pension pour 3 enfants ou plus, qui est actuellement proportionnelle à la pension, par un forfait identique quel que soit le montant de pension.

La majoration de pension pour enfants est l'un des principaux avantages familiaux du système de retraite français, elle est attribuée par la quasi-totalité des régimes de retraites aux parents ayant eu ou élevé au moins 3 enfants. L'analyse « en coupe » de différents scénarios de réforme à coût constant<sup>29</sup> de ce dispositif a fait l'objet d'une note de N. Augris et B. Rapport « présentation de différents scénarios de forfaitisation de la pension pour trois enfants et plus » pour la séance du COR du 17 septembre 2008. Dans cette note, l'impact de la mortalité différentielle n'est pas pris en compte, le calcul est fait dans un cadre statique.

---

<sup>29</sup> ie. en ne changeant pas la somme versée à deux générations mais seulement à une date d'observation précise, soit au 31/12/2004.

Si l'on se place sous l'hypothèse non pas d'une dépense inchangée fin 2004 mais sur une dépense identique tout au long du cycle de vie, les montants retenus pour la forfaitisation sont susceptibles d'être différents.

Pour simplifier, on se place ici dans le cas des retraités nés en 1938 qui perçoivent la bonification de pension pour trois enfants et plus versée par la Cnav<sup>30</sup> et on ne retiendra que la bonification qui s'applique à l'avantage principal de droit direct<sup>31</sup>. Dans ce régime, la bonification de pension est versée aux parents d'au moins 3 enfants : elle s'élève à 10 % du montant de l'avantage principal de droit direct et de droit dérivé.

On souhaite déterminer le montant forfaitaire de bonification pour trois enfants et plus (un forfait identique pour tous attribué dans les mêmes conditions à la place d'une bonification de 10 % de la pension).

**Tableau 7 - Mode de calcul du forfait (pour une substitution à coût constant de la majoration pour enfants par un forfait)**

	Analyse « en coupe »	Analyse « cycle de vie »
Numérateur : Somme versée au titre de la bonification	Montant total des bonifications versées en décembre 2004	Masse de bonifications versée tout au long du cycle de vie
Dénominateur	Effectifs de retraités concernés vivants en 2004	Nombre de mois de retraite pondéré
Forfait (N/D) en euros	62,3	62,9

Sources : DREES, EIR 2004 (et vagues précédentes pour le modèle).  
 Champ : retraités nés en 1938 de droit direct affiliés à la CNAV.

Dans l'approche « cycle de vie », le montant du forfait proposé est supérieur de 1 % : les retraités ayant eu trois enfants qui reçoivent une pension importante (et donc par suite une bonification pour enfants élevée) ont une espérance de vie supérieure. De ce fait ils pèsent davantage dans cette approche que dans une analyse en « coupe ». Ce phénomène conduit à revoir à la hausse le montant proposé pour le forfait de sorte que le coût pour les régimes soit identique à la bonification actuellement versée sur l'ensemble du cycle de vie.

<sup>30</sup> Les règles d'attribution sont différentes d'un régime à l'autre ainsi que le montant versé.

<sup>31</sup> Le fait de ne pas percevoir une pension de réversion n'est pas immuable, il faudrait imputer la date de décès du conjoint ainsi que le montant versé pour la réversion ce, qui est difficile compte tenu des données actuellement disponibles dans l'EIR.



## 6. Bibliographie

Augris N. et Rapoport B. « Présentation de différents scénarios de forfaitisation de la pension pour trois enfants et plus », document pour le COR, séance du 17 septembre 2008.

Bommier A., Magnac T., Rapoport B., Roger M., « Droits à la retraite et mortalité différentielle », *Économie et Prévision*, n° 168 2005-2.

Cambois E. Robine J-M « Apport des indicateurs d'espérance de vie sans incapacité à l'étude des inégalités sociales de santé » *Société française de santé publique, Santé publique* n° 13, 2001/2.

Cambois E., Laborde C.; Robine J-M. « La double peine des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte » *Population et sociétés* n° 441, janvier 2008.

Cambois E.; Meslé F., Pison G. « L'allongement de la vie et ses conséquences en France » *Regards croisés sur l'économie* n° 5, 2009.

Desplanques G. « L'inégalité sociale devant la mort », *Insee Données sociales, la société française* 1993.

Lollivier S. « Modèles univariés et modèle de durée sur données individuelles » *Insee*, document de travail, janvier 1997.

Mesrine A. « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », *Insee Données sociales, la société française* 1999.

Mejer L. et Robert-Bobée I. « Mortalité des femmes et environnement familial : le rôle protecteur de la vie de famille », *Insee Première*, n° 892, 2003.

Monteil C. et Robert-Bobée I. « Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes », *Insee Première*, n° 1025, 2005.

Pelletan J. et Segretain C. « Liquidation des pensions de retraite différenciée selon l'espérance de vie », 2009, *miméo*

Rapoport B. « En début de carrière, moins d'acquisition de droits à la retraite pour les jeunes générations », *DREES Dossier Solidarité et Santé* n° 10 « Les droits à retraite des jeunes générations », 2009.

Thierry X. ; « Risques de mortalité et de surmortalité au cours des dix premières années de veuvage » *Ined, Population* n° 2, 1999.

Vallin Jacques et Meslé France, 2001. - Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe. - Paris, INED, 102 p + CD-Rom (Données statistiques n° 4-2001).