

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 6 février 2025 à 10h00

« Parcours professionnels, écarts d'espérance de vie et retraite »

<b>Document n° 7</b>
----------------------

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

**Redistribution implicite des revenus tout au long de la vie : quel impact des différences d'espérance de vie ?**

*Aurel Mélard, Simon Rabaté, Maxime Tô,  
Working paper 24/44, Institute for fiscal Studies*





Institut des  
politiques publiques

# **Redistribution implicite des revenus tout au long de la vie : quel impact des différences d'espérance de vie ?**

*Synthèse et traduction d'un document de travail\* publié en octobre 2024  
par l'Institute for Fiscal Studies  
DOI : 10.1920/wp.ifs.2024.4424*

Pour toute précision, se référer au document de travail ou contacter les auteurs

Aurel Mélard (CREST, École Polytechnique, IPP)

Simon Rabaté (INED, Centraal planbureau, IPP)

Maxime Tô (IPP, CREST, IFS)

# Résumé

Les différences d'espérance de vie selon le genre et le niveau de revenus sont importantes et engendrent une redistribution implicite significative des revenus cumulés sur cycle de vie, par le biais des systèmes de retraite.

Nous utilisons des données administratives sur les salariés du secteur privé en France pour quantifier ces effets.

L'étude met en lumière deux résultats principaux.

1/ En ce qui concerne la redistribution selon le genre, nous constatons que la différence d'espérance de vie réduit l'inégalité des revenus cumulés sur cycle de vie, entre les hommes et les femmes. L'espérance de vie à 55 ans est en effet de 5,7 années plus élevée chez les femmes du secteur privé que chez les hommes. Sans ce différentiel d'espérance de vie, l'écart de pensions cumulées entre les hommes et les femmes serait de 72 % plus élevé.

2/ Chez les femmes comme chez les hommes, les personnes à hauts revenus bénéficient d'une redistribution implicite au cours de leur vie en raison d'une espérance de vie plus élevée. On constate un gradient d'espérance de vie de 7,2 ans entre les extrêmes de la distribution chez les hommes, et de 1,8 ans chez les femmes. Chez les hommes, cette redistribution implicite et régressive neutralise la progressivité explicite du système de pension.

## Partenaires

Cette recherche a été financée par l'Agirc-Arrco et par l'Initiative de programmation conjointe (IPC) "More years, better lives" (Projet PENSINEQ, ANR-21-MYBL 0002).



# Sommaire

<b>Résumé</b>	<b>2</b>
Partenaires	2
<b>Sommaire</b>	<b>3</b>
Remerciements	3
<b>Introduction</b>	<b>4</b>
<b>Enjeux méthodologiques</b>	<b>4</b>
Définition du revenu permanent	4
Sélection de l'échantillon	5
<b>Quelles différences d'espérance de vie selon le revenu et le genre ?</b>	<b>6</b>
Chez les hommes	6
Chez les femmes	7
Hommes et femmes ensemble	8
Discussion sur l'ampleur	9
<b>Quels impacts redistributifs ?</b>	<b>10</b>
Mesurer la redistribution à l'aide du rendement des cotisations	11
La redistribution "globale" dans le système de pension	12
La redistribution entre hommes et femmes	13
Redistribution parmi les femmes et les hommes	16
<b>Quelles sont les implications en termes de politiques publiques ?</b>	<b>18</b>
<b>Conclusion</b>	<b>19</b>

## Remerciements

Nous remercions Antoine Bozio, Patrick Aubert, Pierre Boyer, Carole Bonnet, Roméo Fontaine, Lamia Kandil, Jonathan Goupille-Lebret, Marion Leturcq, Jean-Baptiste Oliveau, Johannes Spinnewijn, Julie Tréguier et Michaël Zemmour, ainsi que les participants aux réunions PENSINEQ pour leurs précieux commentaires et suggestions. Les erreurs restantes sont les nôtres.

## Introduction

Il est désormais bien établi (Chetty et al., 2016) que les individus plus riches et les femmes ont une espérance de vie plus élevée. L'étude présentée ci-dessous vise à mieux connaître les impacts de ces différences d'espérance de vie sur les inégalités de revenu dans une perspective globale (tout au long du cycle de vie), entre les genres et au sein de chaque genre, ainsi que le rôle joué par le système de retraite dans l'augmentation ou l'atténuation de ces inégalités.

En effet, d'une part, les personnes à hauts revenus perçoivent leurs prestations de retraite relativement élevées pendant une période plus longue, ce qui risque d'exacerber l'inégalité des revenus tout au long de la vie. D'autre part, les pensions des femmes, bien qu'elles soient généralement moins élevées, sont perçues sur une plus longue période.

## Enjeux méthodologiques

### Définition du revenu permanent

La littérature qui étudie la relation entre le revenu et la mortalité n'utilise pas une mesure uniforme et cohérente du revenu pour classer les individus. Chetty et al. (2016) et la plupart des auteurs classent les individus en fonction du revenu instantané de leur ménage.

Nous nous écartons de cette définition de deux manières. Premièrement, nous définissons le rang des individus en fonction de leur position dans la distribution des revenus salariaux moyens en 40 et 54 ans, soit une approximation du revenu permanent des individus. Deuxièmement, nous utilisons les revenus individuels salariaux au lieu du revenu du ménage ou du niveau de vie - comme le font Chetty et al. (2016) et Blanpain (2019).

Ce choix est motivé par deux raisons : d'une part, les revenus individuels salariaux sont le concept de revenu le plus pertinent pour étudier la redistribution au cours de la vie dans le système de retraite, car nous établissons un lien entre les montants totaux des cotisations versées sur les revenus du travail et les montants totaux des pensions perçues. D'autre part, le fait d'utiliser une mesure de revenus cumulés durant la carrière plutôt que le revenu instantané, comme déterminant de la mortalité, ignore la mobilité de revenus au cours du cycle de vie. Dahl et al. (2021) montrent en particulier que l'absence de prise en compte de la mobilité est susceptible de biaiser à la hausse le gradient d'espérance de vie.

## Sélection de l'échantillon

Idéalement, nous voudrions classer tous les affiliés du système en utilisant les revenus totaux du travail sur l'ensemble du cycle de vie. Nous détaillons ci-dessous comment nous nous écartons de ce cadre idéal en termes de sélection de l'échantillon et de définition du revenu permanent.

L'échantillon initial est constitué de tous les affiliés de l'Agirc-Arrco en vie en 2009. Cette étude se concentre donc sur les salariés du secteur privé français. Nous restreignons également notre échantillon aux personnes observées après 55 ans, car nous mesurons l'espérance de vie à cet âge. Les affiliés sont des cotisants ou des retraités qui ont acquis des droits directs dans le régime (c'est-à-dire des salariés ou d'anciens salariés du secteur privé) et qui figurent donc dans les registres administratifs.

Parmi l'ensemble des affiliés, nous excluons les individus dont les cotisations n'apparaissent pas dans les fichiers ou seulement avant 1962 (création de l'Arrco, sous-régime des non-cadres). Avant cette date, seuls les cadres cotisaient dans le régime. Nous excluons donc les individus qui n'ont cotisé qu'avant 1962, et les retraités dont les cotisations ne sont pas reportées dans les bases de données de salaires, la qualité des données étant moins bonne pour les générations plus anciennes.

Nous nous concentrons ensuite sur les personnes nées en France, en raison des problèmes de mesure des revenus et de la mortalité chez les personnes nées à l'étranger : si une grande partie de la carrière se déroule à l'étranger, notre mesure de revenus pourrait ne pas refléter le revenu du travail réel sur cycle de vie. La mortalité est également mal mesurée pour cette population lorsque ces affiliés ne vivent pas en France au moment de leur décès.

La sélection de notre échantillon dépend également de notre définition du revenu permanent. Nous choisissons de définir le revenu permanent sur la base des revenus moyens observés entre 40 et 54 ans. Premièrement, comme nous analysons la mortalité à partir de 55 ans, le seuil supérieur de la fenêtre d'âge doit être inférieur à cet âge pour éviter une causalité inverse entre le revenu et la mortalité. Le fait de se concentrer sur des âges relativement élevés nous permet d'utiliser des données plus récentes et de meilleure qualité.

Ainsi, nous sélectionnons les individus qui ont été affiliés au moins une fois au régime Agirc Arrco entre 40 et 54 ans. Cette fenêtre d'âge détermine les cohortes que nous étudions : celles qui ont eu 40 ans après 1962 et 55 ans au plus tard en 2019 (dernière année de notre étude). Nous nous concentrons donc sur les cohortes 1922 à 1964.

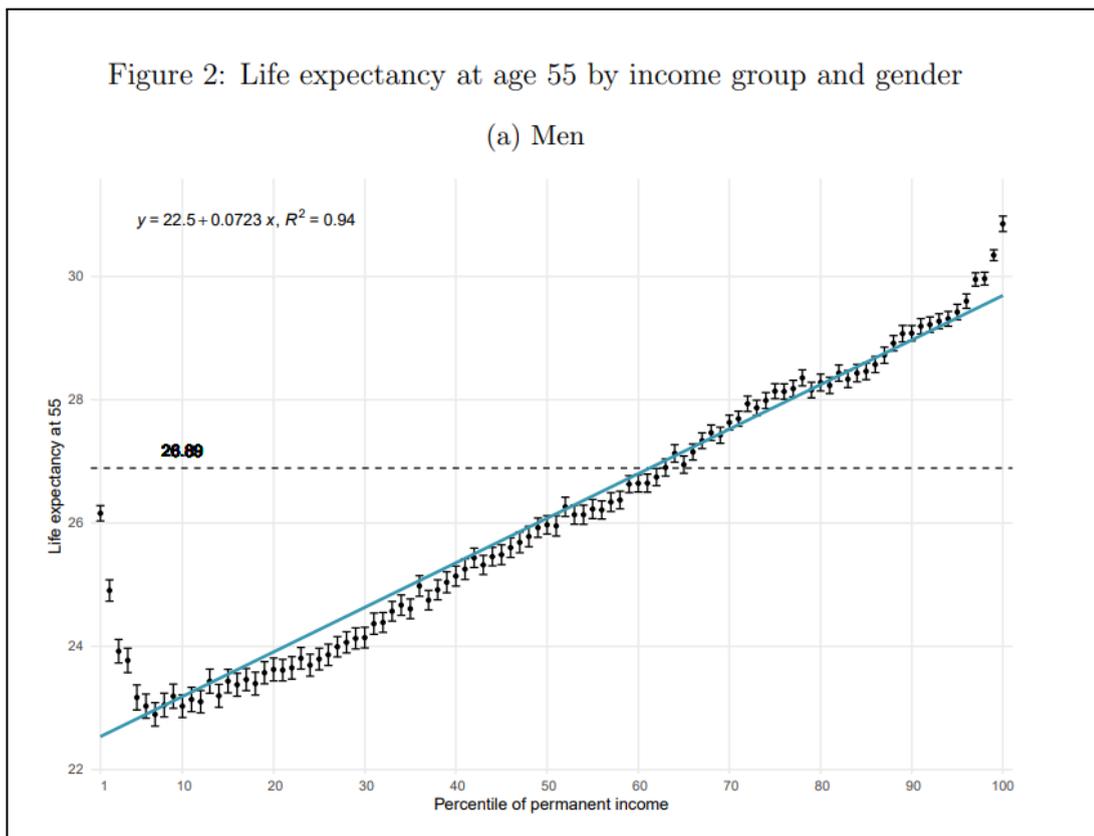
Enfin, nous souhaitons obtenir une mesure des revenus qui soit aussi représentative que possible des revenus du cycle de vie. Nous excluons donc les personnes qui ont cotisé au régime du secteur privé pendant moins de trois ans entre 40 et 54 ans, car leur revenu moyen du secteur privé est susceptible d'être faiblement corrélé avec le revenu total du cycle de vie.

Partant de 14,3 millions d'hommes et de 12,3 millions de femmes des générations 1922 à 1964 affiliés au régime Agirc-Arrco, nous aboutissons à un échantillon final de 5,2 millions d'hommes et 4,6 millions de femmes. Les restrictions de champ ont un impact significatif sur la taille de l'échantillon. Toutefois, il convient de noter que la plupart des restrictions importantes tendent à exclure les individus qui ne travaillent pas beaucoup dans le secteur privé français : il peut s'agir de travailleurs d'autres secteurs (comme le secteur public) qui ont occasionnellement contribué au secteur privé, ou de personnes hors de la population active entre les âges de 40 et 54 ans.

## Quelles différences d'espérance de vie selon le revenu et le genre ?

Les figures 2a et 2b montrent respectivement l'espérance de vie à 55 ans pour les hommes et les femmes en fonction des centiles de revenus permanents. Il est important de noter que dans l'ensemble de l'analyse, les centiles de revenus sont définis femmes et hommes confondus.

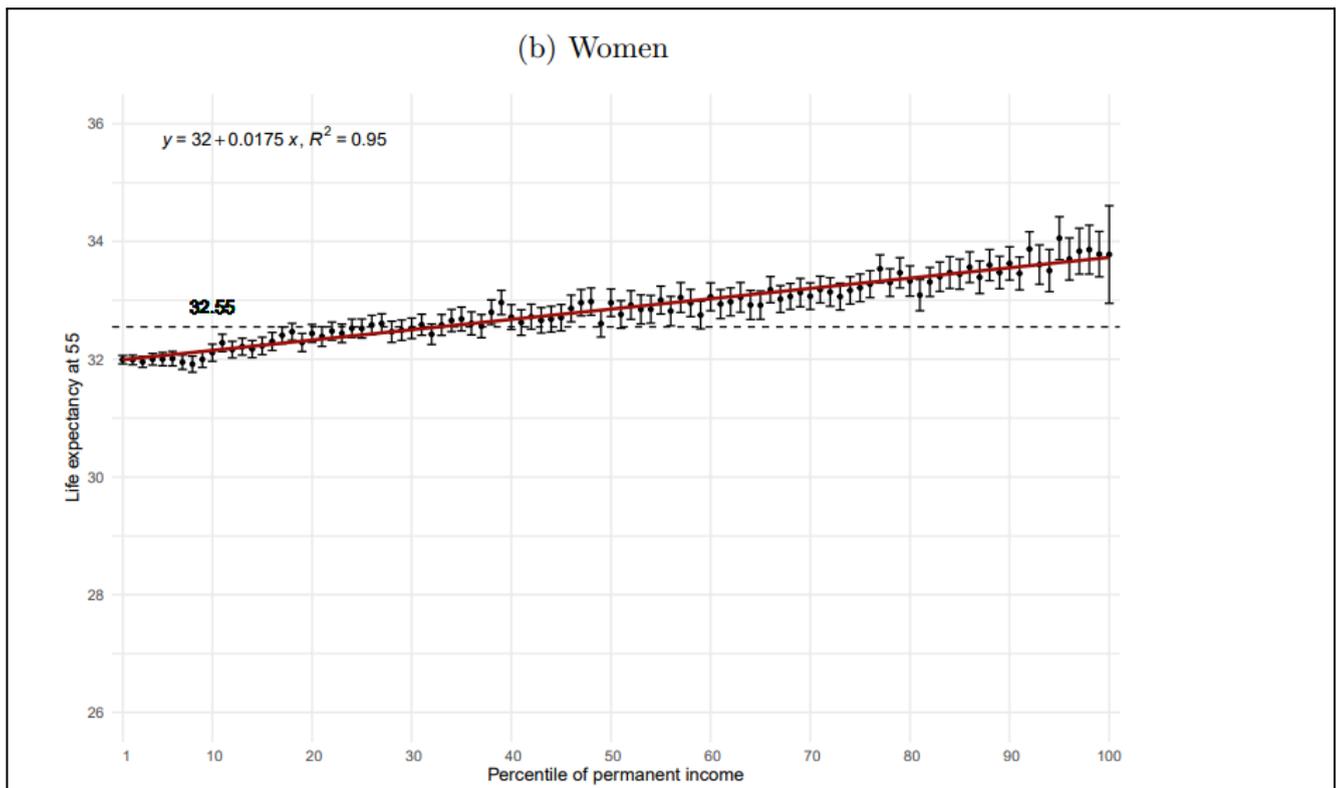
### Chez les hommes



Ce graphique présente l'espérance de vie à 55 ans en fonction du centile de revenu permanent - revenu moyen du travail entre 40 et 54 ans - chez les hommes. La mesure du gradient d'espérance de vie est estimée par la régression de l'espérance de vie sur le centile de revenu. Le résultat de cette régression est présenté en haut à gauche du graphique.

Pour les hommes, nous constatons un gradient d'espérance de vie de 7,2 ans en fonction du revenu permanent du travail. L'espérance de vie augmente généralement avec le revenu permanent, sauf entre le 1<sup>er</sup> et le 7<sup>ème</sup> centile. Ces groupes de revenus comprennent des individus dont le revenu du travail dans le secteur privé représente une petite part du revenu du travail total, et pour lesquels d'autres sources de revenus sont probablement liées à une plus grande longévité<sup>1</sup>. Pour le reste de la distribution, l'espérance de vie est presque linéaire en fonction du rang du revenu. L'espérance de vie minimale à 55 ans est de 23 ans et est associée au 7<sup>ème</sup> centile. L'espérance de vie moyenne au sommet de la distribution est d'environ 31 ans, ce qui entraîne une différence de 8 ans entre ces deux extrêmes.

## Chez les femmes



Ce graphique présente l'espérance de vie à 55 ans en fonction du centile de revenu permanent - revenu moyen du travail entre 40 et 54 ans - chez les femmes. La mesure du gradient d'espérance de vie est estimée par la régression de l'espérance de vie sur le centile de revenu. Le résultat de cette régression est présenté en haut à gauche du graphique.

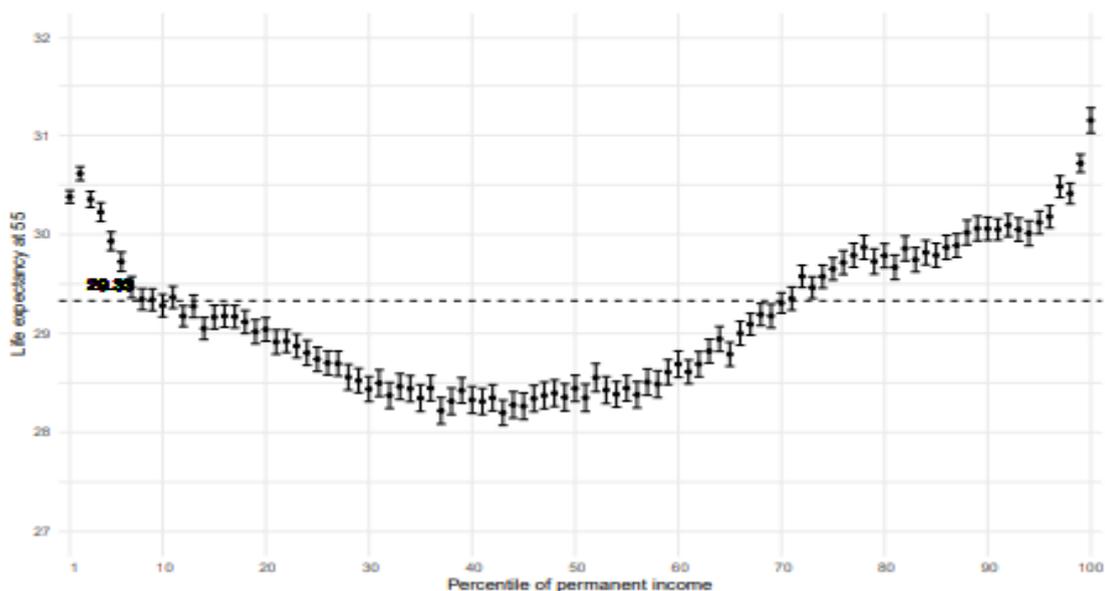
<sup>1</sup> Ces individus ont effectivement des niveaux relativement élevés de pensions en dehors du secteur privé. (voir notre document de travail DOI : 10.1920/wp.ifs.2024.4424)

Chez les femmes, nous constatons un gradient beaucoup plus faible d'environ 1,8 an. Ce résultat pourrait être dû à des inégalités de mortalité plus faibles chez les femmes, mais il est également susceptible d'être fortement influencé par le concept de revenu choisi : le revenu du travail est moins susceptible d'être un facteur prédictif important du revenu total du ménage pour les femmes. La linéarité entre centile de revenu permanent et espérance de vie est cependant toujours apparente. La différence de longévité maximale atteint 1,8 an.

Il convient également de noter que l'espérance de vie à 55 ans pour le premier centile de femmes est de 32 ans et qu'elle dépasse l'espérance de vie observée pour les hommes ayant le revenu permanent le plus élevé.

## Hommes et femmes ensemble

(a) Life expectancy by income rank

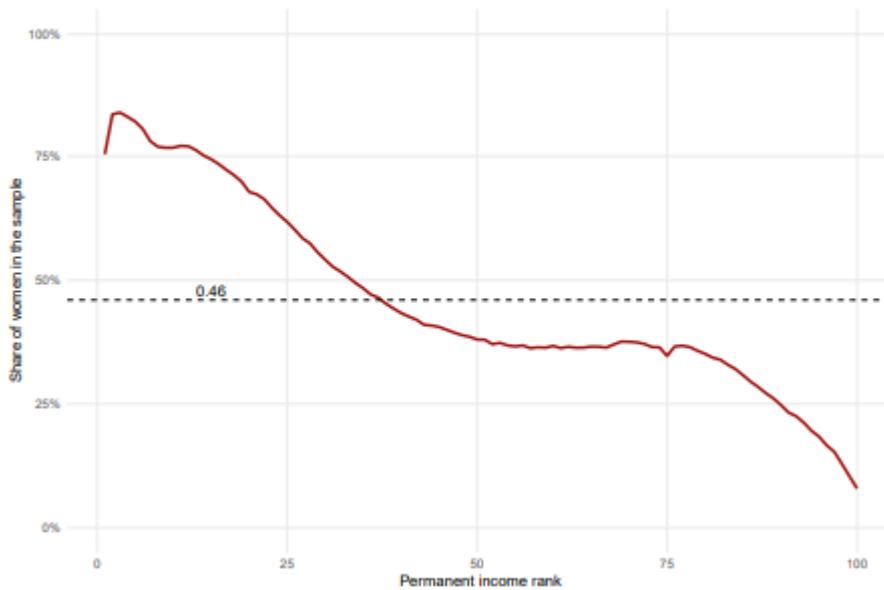


Ce graphique présente l'espérance de vie à 55 ans en fonction du centile de revenu permanent - revenu moyen du travail entre 40 et 54 ans - hommes et femmes confondus.

Enfin, la figure 3 montre le même gradient, hommes et femmes confondus. L'espérance de vie moyenne diminue avec le rang de revenu jusqu'au 43<sup>ème</sup> centile et augmente au-delà. L'écart maximal d'espérance de vie est relativement faible et atteint 3 ans. Ce gradient résulte de trois effets différents : Premièrement, l'espérance de vie des femmes est plus élevée que celle des hommes et relativement stable d'un rang de revenu à l'autre.

Deuxièmement, l'espérance de vie des hommes augmente fortement avec le revenu sur la majeure partie du gradient. Troisièmement, la part des femmes dans chaque classe diminue fortement avec le revenu, comme le montre la figure 3b.

### (b) Share of women by income rank



Ce graphique présente la part des femmes dans l'échantillon pour chaque centile de revenu permanent - revenu moyen du travail entre 40 et 54 ans.

Le gradient observé est le résultat de cet effet de composition entre l'espérance de vie des hommes et celle des femmes. Ce résultat a d'importantes implications en matière de redistribution, que nous détaillons dans la section suivante : lorsque l'on fait abstraction des variations de mortalité entre les sexes, les inégalités en matière d'espérance de vie et la redistribution implicite qui en découle semblent modérées.

## Discussion sur l'ampleur

Nous utilisons Blanpain (2019) comme point de référence principal, qui partage des similitudes méthodologiques avec Chetty et al. (2016), et qui se concentre également sur la population française. Cet article examine la mortalité entre 2012 et 2016, en utilisant des données de panel suivant environ 1% de tous les résidents français. Conformément à Chetty et al. (2016), Blanpain utilise une mesure instantanée des revenus des ménages comme métrique du revenu.

Le gradient de revenu de l'espérance de vie à 55 ans entre le vingtile supérieur et le vingtile inférieur dans l'étude de Blanpain est plus prononcé pour les hommes. Elle fait état d'une différence de 9,0 années, contre 7,2 dans notre étude. La disparité est encore plus frappante pour les femmes, Blanpain constatant une différence de 6,2 ans contre 1,8 dans notre étude.

Nous attribuons nos gradients comparativement plus faibles à trois raisons concordantes. Premièrement, nous nous concentrons exclusivement sur les travailleurs, alors que Blanpain (2019) et Chetty et al. (2016) considèrent l'ensemble de la population. Nous excluons donc probablement certains segments précaires de la population qui ne travaillent pas et qui pourraient avoir une espérance de vie plus faible.

Deuxièmement, nous utilisons le revenu du travail individuel comme mesure, alors que Chetty et al. (2016) et Blanpain (2019) se concentrent sur le revenu disponible des ménages. Ce dernier est une mesure plus complète qui peut présenter une forte corrélation avec la longévité. C'est particulièrement le cas pour les femmes, dont le revenu individuel diverge souvent du revenu du ménage.

Troisièmement, notre étude classe les individus sur la base d'une mesure de revenu fixe sur une période de 15 ans. La fenêtre d'âge est relativement large, ce qui permet une mobilité des revenus dans ce laps de temps. En revanche, Blanpain (2019) définit les rangs de revenu sur la base du revenu de l'année précédente. Le fait de ne pas tenir compte de la mobilité des revenus pourrait entraîner une surestimation des gradients de longévité, comme l'ont montré Dahl et al. (2021).

Ces distinctions méthodologiques offrent une explication plausible aux faibles gradients de mortalité liés au revenu observés dans notre étude, particulièrement prononcés dans le cas des femmes.

## Quels impacts redistributifs ?

Nous analysons maintenant dans quelle mesure la différence d'espérance de vie affecte la redistribution dans le système de pension. Pour ce faire, nous nous concentrons sur la cohorte de 1954, pour laquelle nous disposons d'une vue complète des cotisations versées tout au long de la vie et des niveaux de pension dans le secteur privé : ces personnes étaient suffisamment jeunes lors de la création du régime du deuxième pilier pour les cadres et les non-cadres en 1962, et suffisamment âgées pour être à la retraite en 2022, dernière observation de nos données. Cela permet de récupérer à la fois les cotisations individuelles et les niveaux de pension. Nous limitons notre analyse aux affiliés ayant pris leur retraite jusqu'à cette date et pour lesquels nous pouvons reconstituer l'ensemble du flux de cotisations de la carrière, soit environ 314 000 individus, dont 47 % de femmes.

L'hétérogénéité en termes d'espérance de vie est susceptible d'avoir d'importants impacts redistributifs, car les individus vivant plus longtemps perçoivent plus de pensions que les individus vivant moins longtemps. L'ampleur de ces redistributions dépend également de la formule de pension, qui opère des redistributions entre les individus.

## **Mesurer la redistribution à l'aide du rendement des cotisations**

La principale mesure que nous utilisons pour analyser la redistribution dans le système de pension est le rendement des cotisations - ci-après dénommé RC. Il est défini comme le rapport entre le flux de pensions actualisées au cours de la retraite et le flux de cotisations actualisées au cours de la carrière.

Plus le RC est élevé, plus le flux de pensions perçues est important par rapport aux cotisations versées. Au niveau global, le RC moyen d'une cohorte donnée, dans un système par répartition, est largement déterminé par le taux de croissance de la masse salariale, qui est la base de cotisation du système de pension (Samuelson, 1958).

Cependant, pour une cohorte donnée, on peut observer des variations importantes du RC entre les individus. Celles-ci dépendent de trois facteurs, à savoir l'âge d'ouverture des droits, la mortalité - qui jouent tous deux sur la durée de pensions - et le taux de remplacement - rapport entre le niveau de la pension et les cotisations versées tout au long de la vie, qui influence le montant de pension. Nous interprétons les variations autour de la moyenne de la population comme un indicateur de la redistribution dans le système de pension. L'indicateur de RC nous permet d'identifier les plus grands "gagnants" et "perdants" explicites ou implicites de la redistribution, en termes de transferts monétaires au cours de la vie, par rapport à une référence de rendement égal des cotisations pour tous.

Dans un premier temps, nous calculons le RC observé moyen, à partir des cotisations, âges de départ et niveaux de pension observés, ainsi qu'en mobilisant les espérances de vie calculées plus haut. Nous présentons ces résultats en figure 4. Dans un second temps, nous analysons les trois facteurs qui conduisent à ces écarts observés : différentiel de mortalité, de taux de récupération ("solidarité), et d'âge de départ. En considérant des scénarios contrefactuels où ces trois mesures seraient successivement égalisées au sein de la population, nous sommes en mesure de décomposer leurs contributions respectives aux écarts de RC observés.

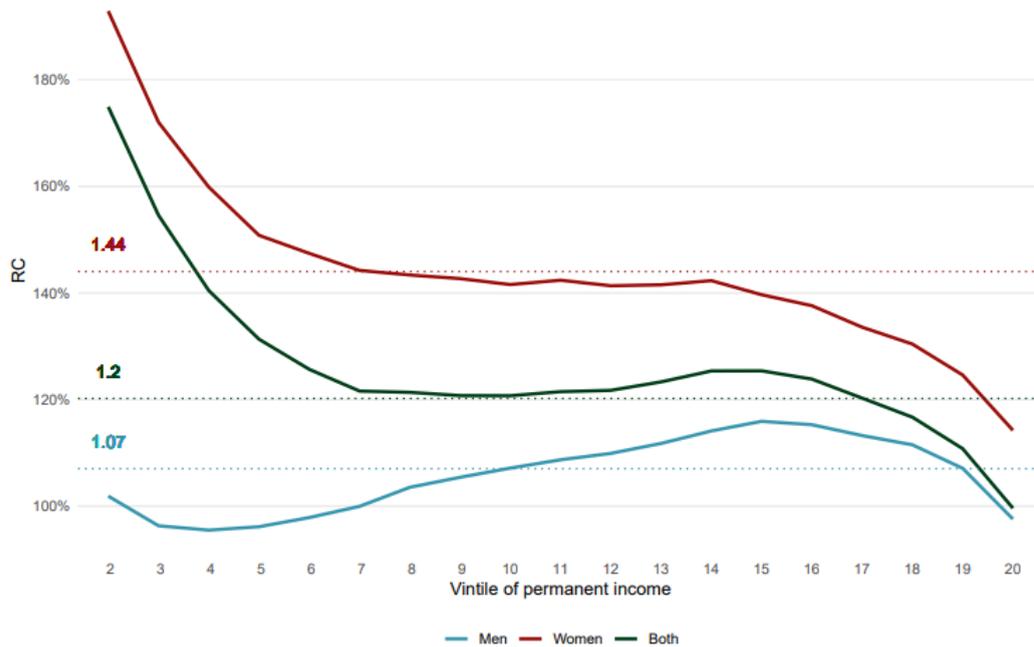
## La redistribution “globale” dans le système de pension

Les systèmes de pension s'écartent d'un système purement contributif - qui offrirait le même rendement des cotisations pour tout le monde - de trois façons.

Tout d'abord, les composantes de solidarité du système visent à garantir des niveaux de pension suffisants aux personnes ayant peu cotisé pendant leur carrière. Pour autant que les travailleurs pauvres bénéficient effectivement davantage de ces composantes non contributives, on s'attend à ce que le RC diminue avec le revenu permanent, ce qui se traduit par une redistribution des travailleurs riches vers les travailleurs pauvres.

Deuxièmement, selon le profil de carrière, les individus n'ont pas tous la même capacité à prendre une retraite anticipée. L'impact de l'âge de départ sur le gradient de RC n'est pas évident *a priori* : Le RC peut être plus faible au bas du gradient - âge de la retraite plus élevé, en raison d'un plus grand nombre d'interruptions de carrière et de moins de périodes validées - ainsi qu'au sommet - en raison d'une plus longue période d'études et d'un début de carrière tardif. Troisièmement, les écarts de mortalité devraient faire baisser le RC au bas de la distribution, toutes choses égales par ailleurs. Afin d'évaluer laquelle des trois composantes domine, nous calculons tout d'abord le CR observé par groupe de revenus pour l'ensemble de la population de notre échantillon, en regroupant les hommes et les femmes. La pente du CR peut alors être interprétée comme la progressivité globale du système de retraite du secteur privé français.

Figure 4: Return on contributions for cohort 1954



Ce graphique présente le RC par vingtile de revenu permanent pour l'ensemble de la population (vert foncé) et par sexe (lignes rouges et bleues). Le RC est calculé à partir des cotisations observées, des niveaux de pension, de l'âge de la retraite et de la mortalité estimée au niveau du vingtile de revenu × sexe. Il est ensuite agrégé au niveau du vingtile de revenu pour la ligne vert foncé. Les lignes en pointillés représentent le CR moyen pour trois populations - hommes, femmes, échantillon complet.

Ce résultat est présenté sous la forme de la ligne vert foncé de la figure 4. Il apparaît que le RC est globalement décroissant avec le revenu, allant de 205 % pour les premiers centiles à 100 % pour les derniers<sup>2</sup>. La progressivité globale du système est principalement due aux parties extrêmes de la distribution des revenus, puisque le CR est relativement stable entre le 7<sup>ème</sup> et le 17<sup>ème</sup> vingtile.

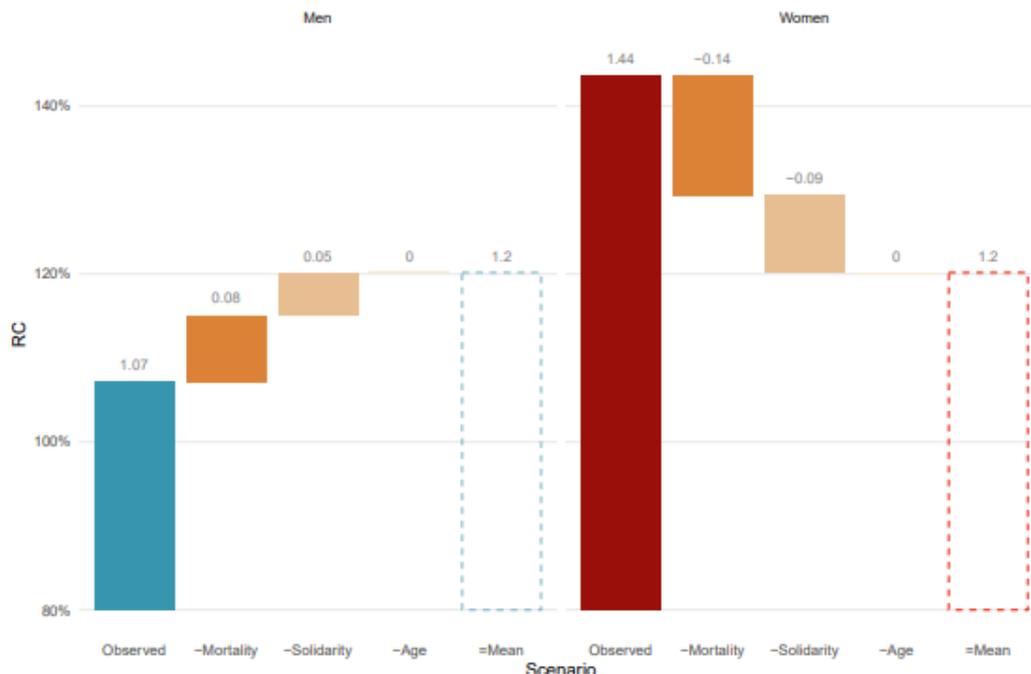
## La redistribution entre hommes et femmes

La forme générale du gradient de RC par quantile présentée dans la figure 4 regroupe toutefois d'importantes différences entre les femmes et les hommes, ainsi qu'entre catégories de revenu au sein de chaque sexe. Lorsque l'on examine le même gradient par sexe, on observe en effet les schémas suivants : premièrement, le RC est plus élevé chez les femmes en moyenne (144% contre 107%), et cela pour chaque groupe de revenus. Cela suggère que le système de pension redistribue largement des hommes vers les femmes.

<sup>2</sup> Les résultats présentés dans cette section sont calculés avec un taux d'actualisation des flux de cotisations et pensions égal à 0.98.

Deuxièmement, si l'on examine la redistribution au sein d'un même sexe, on observe des tendances opposées chez les hommes et chez les femmes. Chez les femmes, le système semble très progressif. Au contraire, pour les hommes, nous constatons un RC croissant sur la majeure partie de la distribution, ce qui suggère une régressivité globale. Le gradient de RC pour les deux sexes, obtenu dans la figure 4, est l'agrégation de ces résultats. Pour le comprendre, rappelons que la part des femmes et des hommes varie entre le bas et le haut de la distribution - voir figure 3b. Les premiers centiles sont constitués d'une majorité de femmes : la progressivité domine au bas de l'échelle. Les vingtiles supérieurs sont composés d'une majorité d'hommes, mais on observe une progressivité à la fois chez les hommes et chez les femmes : la progressivité domine également au sommet de la distribution. Au milieu de la distribution, la progressivité des femmes est plus ou moins compensée par la régressivité des hommes.

Figure 5: Decomposition of the RC gap between gender



Ce graphe présente le CR moyen par sexe et la décomposition de l'écart observé entre les hommes et les femmes. Pour chaque sexe, la première colonne indique le RC moyen observé. Les trois colonnes suivantes éliminent successivement les différences de mortalité, de taux de remplacement et d'âge de départ à la retraite entre hommes et les femmes, et décrivent l'effet marginal sur le CR par sexe. Enfin, la dernière colonne représente le RC sans différence entre les hommes et les femmes et représente le RC moyen dans la cohorte globale.

La figure 5 présente les disparités de RC observées entre les hommes et les femmes (premières colonnes, bleu pour les hommes, rouge pour les femmes) et leur décomposition. Nous observons tout d'abord que les femmes bénéficient en moyenne d'un rendement des cotisations plus élevé que les hommes. En l'absence de disparités en termes de mortalité, de taux de remplacement et d'âge de la retraite entre les hommes et les femmes, le RC serait en effet inférieur de 24 points de base pour les femmes et supérieur de 13 points de base

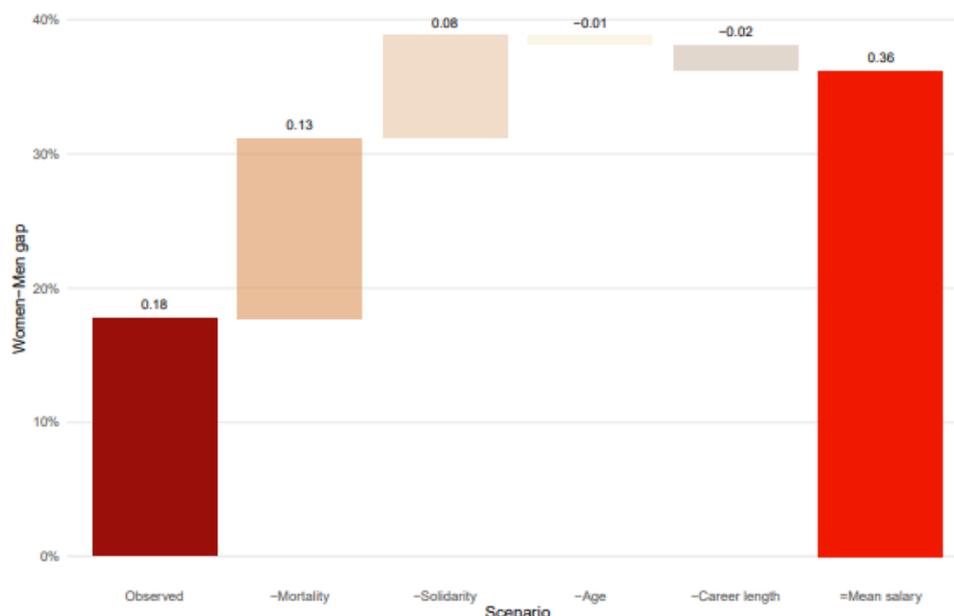
pour les hommes. Cela implique une redistribution des hommes vers les femmes sur l'ensemble de la vie.

En utilisant la décomposition mentionnée au début de cette section, nous constatons que les différences de mortalité expliquent environ la moitié de ces disparités. Une longévité plus élevée chez les femmes - voir figure 2 - entraîne des rendements plus élevés. Il est intéressant de noter que les différentiels de mortalité ont un impact plus important sur l'écart de rendement entre hommes et femmes que les composantes de solidarité du système - écarts de taux de remplacement. Les femmes bénéficient pourtant davantage de la solidarité de la formule de pension, qui vise à fournir des niveaux de pension décents et à compenser partiellement les interruptions de carrière.

Enfin, étant donné que les femmes prennent leur retraite en moyenne plus tard que les hommes, ce dernier facteur tend à réduire l'écart de CR, bien que de manière assez limitée.

L'interprétation de ce résultat en termes d'inégalités de bien-être n'est pas évidente : les femmes bénéficient en effet fortement de la redistribution en moyenne, mais cela ne signifie pas qu'elles bénéficient de niveaux de vie plus élevés à la vieillesse. Cela ne signifie même pas qu'elles bénéficient de niveaux plus élevés de pensions perçues à vie. Nous documentons et décomposons cet écart entre les sexes, en termes de pensions perçues sur cycle de vie - somme actualisée des pensions perçues - dans la figure 6. L'écart moyen observé entre les hommes et les femmes est égal à 18% et est présenté dans la première colonne de la figure. Les autres colonnes présentent la décomposition de cette inégalité de pensions perçues en cinq facteurs: l'inégalité de la mortalité, du taux de remplacement, de l'âge de la retraite, de la durée de la carrière et du salaire moyen.

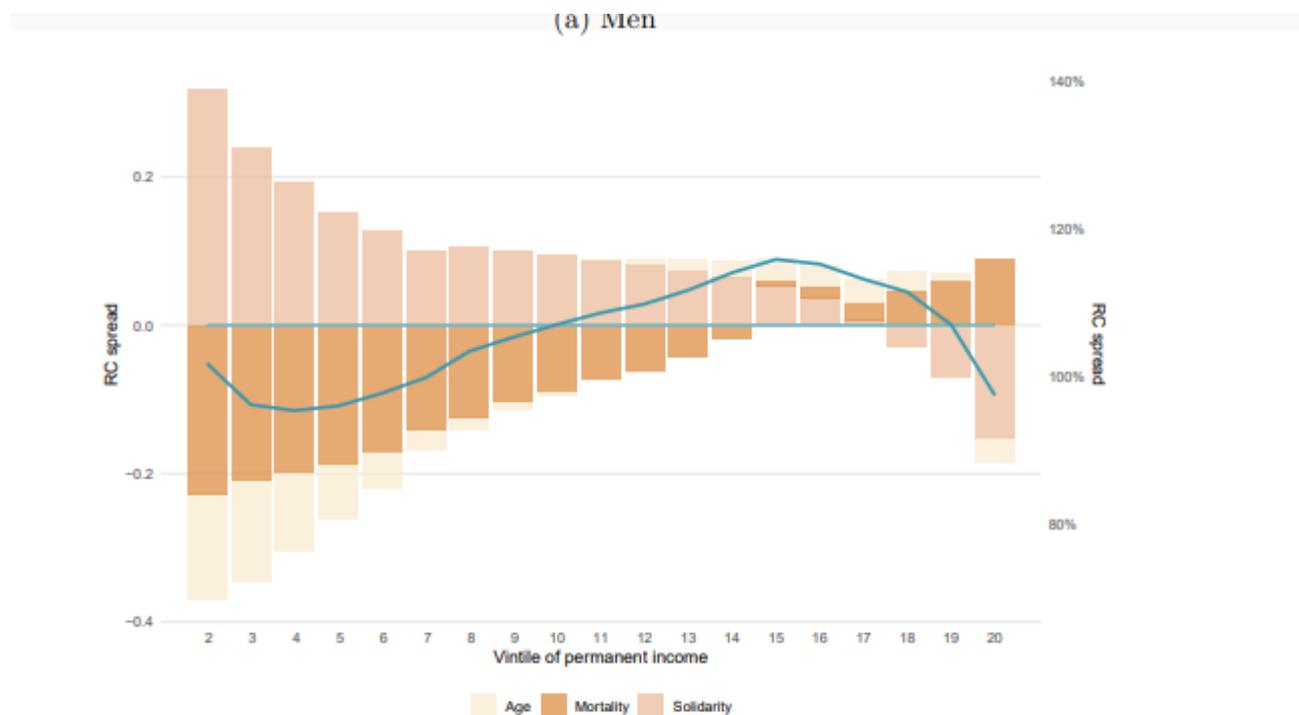
Figure 6: Decomposition of the lifetime pension gap between gender



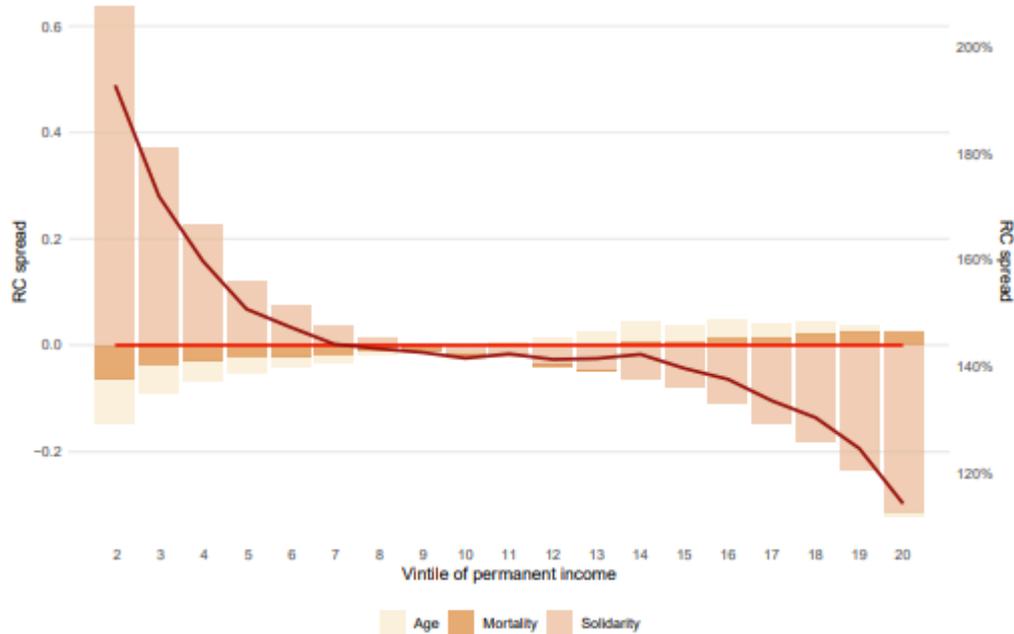
Ce graphique présente l'écart moyen observé entre hommes et femmes en termes de cumul de pensions sur cycle de vie à vie, ainsi que sa décomposition en cinq composantes. La première colonne indique l'écart moyen observé. Les cinq colonnes suivantes éliminent successivement les différences de mortalité, de solidarité, d'âge de la retraite et de durée de carrière entre les hommes et les femmes, et décrivent l'effet marginal sur l'écart de cumul de pensions. L'écart restant correspond à l'écart de salaire moyen au cours de la carrière, défini comme l'écart de revenu permanent du travail entre 40 et 54 ans.

Nous constatons tout d'abord qu'en l'absence d'une longévité plus élevée chez les femmes, l'écart entre les hommes et les femmes serait supérieur de 13 points de pourcentage (72 %). Si l'on supprime également la plus grande solidarité de la formule de pension à l'égard des femmes, l'écart serait environ deux fois plus élevé. Nous constatons également que l'effet de la mortalité est légèrement plus important que celui de la solidarité. L'effet sur le bien-être n'est cependant pas le même : la solidarité explicite de la formule de pension augmente le niveau de vie à chaque période, tandis que la redistribution par la mortalité correspond à la réalisation d'une assurance contre la pauvreté des personnes âgées, à laquelle les femmes sont plus exposées en moyenne. Enfin, l'écart qui subsiste après avoir éliminé le différentiel de mortalité et de solidarité s'explique principalement par l'écart de salaire moyen au cours de la carrière.

## Redistribution parmi les femmes et les hommes



(b) Women



Ce graphique présente le RC moyen par vingtile de revenu permanent et la décomposition entre les groupes de revenus, pour chaque sexe (hommes sur le graphique (a), femmes sur le graphique (b)). Pour chaque sexe, la ligne foncée représente le rendement moyen observé, par vingtile de revenu. La ligne claire représente le RC moyen, respectivement chez les hommes et chez les femmes. Pour chaque groupe de revenu, nous décomposons l'écart entre ces deux valeurs en trois éléments : la mortalité, le taux de remplacement (solidarité) et l'âge de la retraite.

Nous décomposons maintenant les profils de RC observés dans la figure 4, au sein de chaque sexe entre les groupes de revenus. Les résultats sont présentés dans la figure 7. Dans chaque graphique, le gradient de RC observé est représenté par une ligne foncée, tandis que le RC moyen au sein du sexe est représenté par une ligne claire. L'écart entre ces lignes correspond à la redistribution sur toute la durée de vie opérée par le système de pension. Pour chaque groupe de revenu, nous présentons dans trois barres la contribution de chaque composante - mortalité, solidarité, âge de la retraite - à cet écart observé. Nous trouvons des explications très différentes aux profils observés pour les hommes et les femmes.

Premièrement, tant pour les hommes que pour les femmes, la solidarité a un impact progressif important sur le profil du CR - les personnes situées au bas du gradient bénéficient davantage de la non-contributivité dans la formule de pension que les personnes situées au sommet. L'effet est toutefois beaucoup plus marqué chez les femmes du bas du gradient : toutes choses égales par ailleurs, le RC des femmes du 2<sup>ème</sup> vingtile est en moyenne plus élevé de 64 points de base en raison de ces composantes non contributives - 32 points de base pour les hommes du 2<sup>ème</sup> vingtile.

Deuxièmement, les différences dans le profil de l'âge de la retraite ont des effets similaires en forme de "U inversé" sur le profil de redistribution entre les hommes et les femmes : les individus situés tout en haut et tout en bas de la distribution prennent leur retraite plus tard que la moyenne, réduisant ainsi le RC pour ces groupes de revenus, toutes choses étant égales par ailleurs. Toutefois, il ne s'agit pas là de l'effet dominant ni chez les hommes ni chez les femmes.

Troisièmement, nous constatons que les écarts de mortalité ont des effets régressifs sur le profil de RC, tant chez les hommes que chez les femmes. L'ampleur de cet effet est toutefois très différente et est liée à l'écart d'espérance de vie observé dans la figure 2 : les différentiels de mortalité chez les hommes sont importants et leur effet sur le profil de RC fait plus que compenser l'effet progressif de la solidarité sur la majeure partie du gradient. Chez les femmes, les écarts de mortalité que nous estimons sont modérés et l'ordre de grandeur de l'effet sur la progressivité est faible par rapport à la solidarité. Le profil qui en résulte est donc différent : chez les hommes, la régressivité domine entre le 4<sup>ème</sup> et le 15<sup>ème</sup> vingtile, tandis que la progressivité domine tout au long de la distribution chez les femmes.

## Quelles sont les implications en termes de politiques publiques ?

Nous essayons dans cette dernière partie de quantifier l'ampleur de l'effet observé des différentiels de mortalité sur la redistribution. Pour cela, nous calculons une taxe (subvention) implicite sur les cotisations versées par les individus à courte durée de vie (à longue durée de vie). Cette taxe implicite correspond à la part des cotisations versées qui ne donnent virtuellement accès à aucun droit pendant la retraite en raison d'une longévité inférieure à la moyenne. Elle est calculée en comparant le rendement observé et le rendement qui serait observé dans un scénario de mortalité moyenne homogène.

Chez les hommes, nous constatons une taxe implicite allant jusqu'à 18 % des cotisations au bas du gradient, et une subvention implicite allant jusqu'à 10 % au sommet. Chez les femmes, les taxes et subventions implicites sont très modérées et ne dépassent pas 3 % des cotisations à vie. Enfin, entre les hommes et les femmes, nous constatons que les différentiels de mortalité entraînent une taxe implicite moyenne d'environ 7 % des cotisations des hommes, qui sont virtuellement redistribuées sous la forme d'une subvention de 11 % sur les cotisations des femmes.

L'interprétation de ces ordres de grandeur n'est pas la même selon le genre. La subvention implicite accordée aux femmes en raison de la longévité est considérable et plus importante que les caractéristiques redistributives explicites de la formule de pension. Mais elle est loin de compenser l'écart de pension observé, qui est principalement dû aux inégalités de carrière - salaires plus faibles, interruptions de carrière plus nombreuses, âge de la retraite plus élevé. Notons également que l'écart d'espérance de vie entre les hommes et les

femmes est plutôt en baisse et devrait diminuer à l'avenir (Sundberg et al., 2012). En termes d'implications politiques pour le système de pension, il n'est donc pas certain que l'écart de longévité hommes-femmes doive être une source d'inquiétude.

En revanche, l'importante taxe implicite observée chez les hommes peut nourrir un questionnement de politique publique pour deux raisons : premièrement, elle apparaît comme une double pénalité pour les individus du bas de la distribution, puisque leur niveau de pension est relativement faible et qu'ils la perçoivent pendant une période plus courte. Deuxièmement, la littérature sur l'espérance de vie montre que les inégalités d'espérance de vie se sont plutôt accrues ces dernières années (Chetty et al., 2016). L'effet négatif moyen sur l'équité est donc important et plutôt croissant. L'impact potentiel sur l'acceptabilité politique du système de retraite ou des réformes des retraites visant à relever l'âge d'admissibilité à la retraite n'est par ailleurs peut-être pas négligeable.

## Conclusion

L'intégration de cette redistribution implicite dans la conception des politiques n'est pas évidente. Une première difficulté réside dans le fait que nous pouvons vouloir compenser une dimension régressive - entre les groupes de revenus - et non la dimension progressive - entre les genres, ce qui peut s'avérer difficile en pratique. Une deuxième question, plus conceptuelle, est de savoir s'il faut même s'attaquer à cette redistribution implicite. D'une part, la solidarité et la redistribution sont l'un des objectifs affichés des systèmes de retraite publics (Diamond, 2004, Bommier et al., 2011). D'autre part, l'assurance contre le risque de longévité - qui est sans doute l'objectif principal de tout système de pension - doit permettre aux individus pour lesquels ce risque se réalise de bénéficier de rendements supérieurs (Liebman, 2002). En ce sens, essayer de créer une corrélation négative entre les taux de remplacement effectifs et la longévité prévue n'est peut-être pas justifié, d'autant plus que le risque d'erreur est élevé (Baurin, 2021). Des analyses plus empiriques et normatives sont donc nécessaires pour déterminer si et comment la mortalité différentielle doit être compensée dans le cadre du système de retraite.

Une autre piste de recherche fructueuse consiste à poursuivre et à étendre notre analyse de l'effet de la longévité différentielle sur l'inégalité globale et la redistribution entre les sexes et les groupes de revenus. La plupart des études sur l'inégalité des revenus ne considèrent que l'inégalité instantanée, masquant ainsi la redistribution qui se produit à travers l'inégalité de la longévité : les individus plus riches contribuent davantage, et plus longtemps, au système fiscal, mais en bénéficient également plus longtemps, en particulier dans l'accès aux soins à un âge avancé. La question de savoir si le second effet domine l'autre - c'est-à-dire si le système d'imposition et de transfert est redistributif sur l'ensemble de la vie - reste ouverte à ce jour, malgré l'impact potentiel important sur l'équité, l'efficacité, mais aussi l'acceptabilité politique du système fiscal.