

Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?

Patrick Aubert

Online Appendix

S1. La méthode de lissage des coefficients de mortalité

La méthodologie procède en deux étapes. Les quotients de mortalité par sexe, âge et caractéristiques sont d'abord agrégés en rassemblant toutes les observations sur la période d'estimation retenue (2012-2021). Concrètement, si on note $N_{ag,an,s,c}$ le nombre total de personnes observées dans l'EIR, en vie et retraitées en début d'année à l'âge ag et l'année an pour le sexe s et la caractéristique c , et $N_{ag,an,s,c}^d$ le nombre de décès au cours de l'année an parmi ces personnes, le nombre total de décès observés dans l'EIR pour le regroupement d'années $AG = [2012; 2021]$ est égal à $N_{ag,AN,s,c}^{d,EIR} = \sum_{an \in AN} N_{ag,an,s,c}^d$ et le quotient de mortalité sur la période à $\frac{N_{ag,AN,s,c}^{d,EIR}}{N_{ag,AN,s,c}}$. Dans le même temps, le nombre de décès attendu d'après les quotients de mortalité moyens estimés par l'Insee pour les mêmes âge, année et sexe (noté $q_{ag,an,s}^{insee}$) est égal à $N_{ag,AN,s}^{d,insee} = \sum_{an \in AN} N_{ag,an,s} * q_{ag,an,s}^{insee}$, et le quotient de mortalité agrégé moyen vaut donc $\frac{N_{ag,AN,s}^{d,insee}}{N_{ag,AN,s}}$.

Les écarts de mortalité entre les observations de l'EIR pour chaque catégorie et la mortalité attendue d'après les coefficients diffusés par l'Insee dans le cadre de ses bilans démographiques sont ensuite lissés en supposant une relation affine par morceau en fonction de l'âge¹ de l'écart entre la transformation *gompit* (définie par la formule $gompit(x) = \log(-\log(1 - x))$) de chaque quotient de mortalité. En d'autres termes, le lissage consiste à estimer, par une régression linéaire simple, les paramètres de la formule suivante :

$$gompit\left(\frac{N_{ag,AN,s,c}^{d,EIR}}{N_{ag,AN,s,c}}\right) - gompit\left(\frac{N_{ag,AN,s}^{d,insee}}{N_{ag,AN,s}}\right) = \alpha_{s,c} * ag + \beta_{s,c}$$

En pratique, la relation estimée est en fait affine par morceau. On a supposé, en effet, que les écarts de mortalité restent constants avant 65 ans et à partir de 85 ans (ce choix étant en particulier motivé par un argument de robustesse, le nombre d'observations étant plus faible en dehors de la tranche d'âge de 65 à 85 ans). Cela revient à remplacer la variable ag par la variable $Max(65; Min(85, ag))$ dans la formule ci-avant.

Les écarts de mortalité sont ensuite extrapolés en dehors de la période d'estimation 2012-2021. En particulier, pour calculer les espérances de vie par catégories pour les générations nées entre 1946 et 1950, on ajoute aux quotients de mortalité à chaque âge diffusés par l'Insee pour ces générations (issus des bilans démographiques pour les âges déjà observés et du scénario central des dernières projections de population pour les âges futurs) les différentiels de mortalité à chaque âge calculés selon l'approximation affine précédente. Le quotient de mortalité à l'âge ag est ainsi estimé comme : $gompit^{-1}(gompit(q_{ag,s}^{insee}) + \alpha_{s,c} * ag + \beta_{s,c})$.

À titre d'exemple, la figure suivante illustre, pour quelques âges de début de carrière des hommes, les écarts de mortalités entre l'EIR et la moyenne (Insee) observés et lissés.

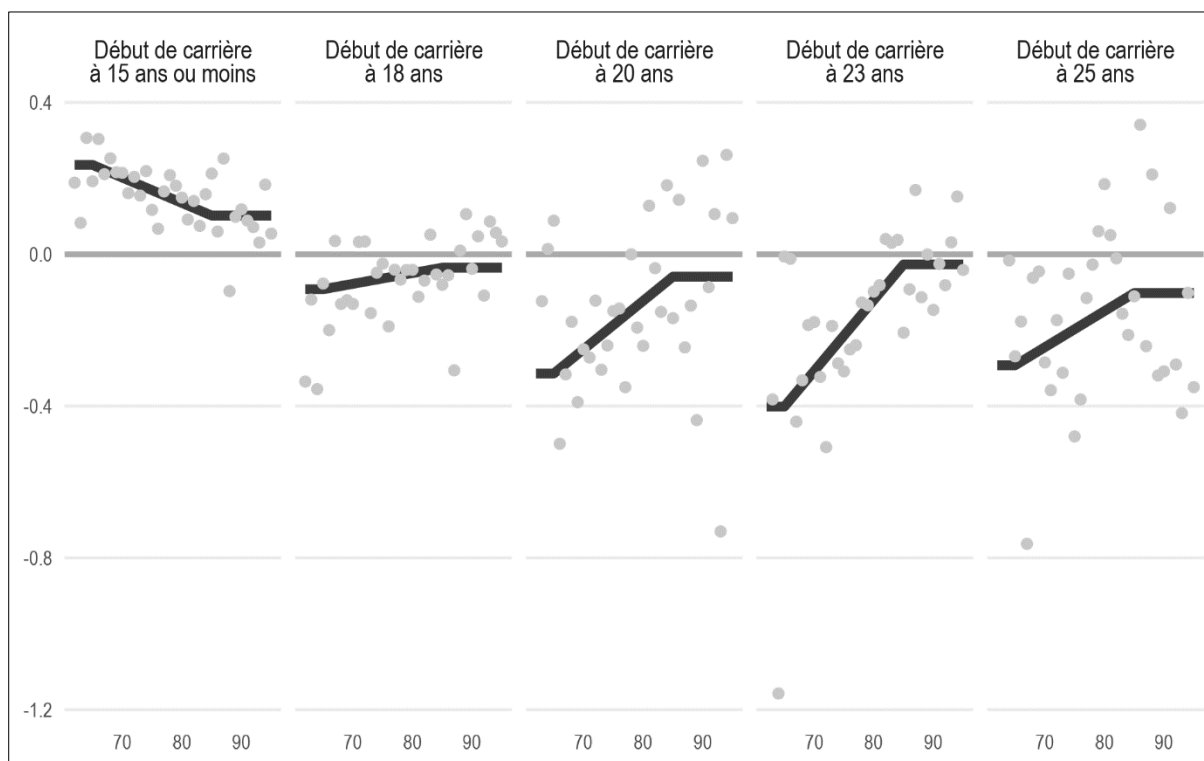
¹ Du fait du faible nombre d'observations, on a aussi regroupé tous les âges à partir de 95 ans.

Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?

Patrick Aubert

Online Appendix

Figure S1 – Écart de quotients de mortalité observés et lissés : une illustration



Note : les coefficients de mortalité sont transformés par la fonction *gompit*.

Champ : hommes retraités résidant en France et nés avant 1950, sur la période 2012-2021.

Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique.

À titre d'analyse de robustesse, un lissage des coefficients par la méthode de Brass (utilisée notamment par Blanpain [2016, 2018]) a également été réalisé. Les résultats ne sont alors changés que de façon marginale. Les espérances de vie estimées en fonction de l'âge d'atteinte du taux plein ne sont par exemple modifiées que de 0,15 an au maximum, et de moins de 0,1 an dans plus de 4 catégories sur 5, et les conclusions sont donc identiques.

S2. Robustesse des résultats à la mesure de l'âge de début de carrière

L'âge de début de carrière (ou plus précisément : l'âge de première validation d'un trimestre pour la retraite au titre d'une période d'emploi), utilisé dans cette étude comme critère de ventilation de la population des retraités, est disponible dans les données de l'EIR pour la plupart des régimes, mais a dû être imputé pour certains régimes pour lesquels cette information est manquante. La méthode d'imputation conduit a priori à un biais de surestimation de l'âge de début de carrière.

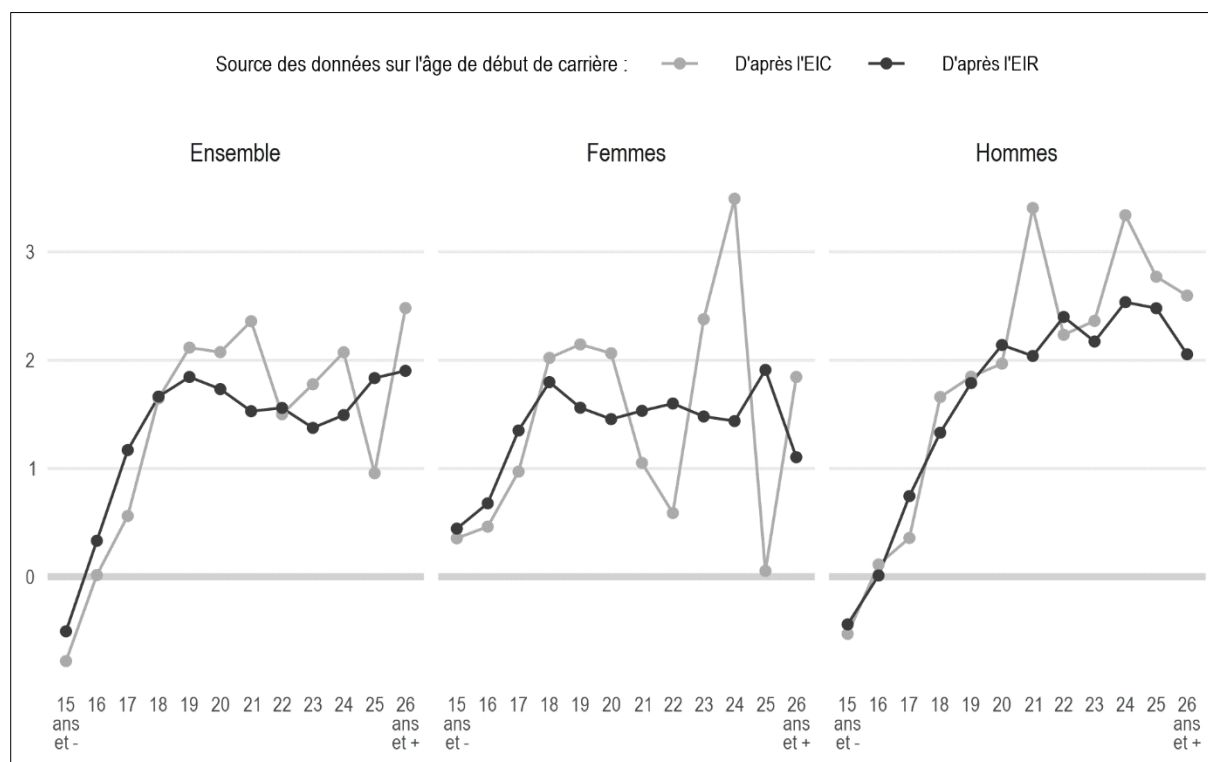
Le graphique suivant présente les résultats selon une méthode alternative, consistant à récupérer l'information dans les données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC), qui constitue l'équivalent de l'EIR pour la connaissance des droits acquis en cours de carrière. Mobiliser les données de l'EIC permet d'observer l'âge effectif de début de carrière dans tous les régimes, mais au prix d'estimations un peu plus bruitées car il contient un peu moins d'observations que l'EIR. Il ne porte en particulier que sur les générations nées à partir de 1934, et ne couvre qu'une génération sur quatre parmi les plus anciennes. Cet aspect plus bruité apparaît nettement sur le graphique, notamment pour les débuts de carrières à partir de 20 ans, mais les enseignements généraux restent les mêmes en observant l'âge de début de carrière dans l'EIC.

Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?

Patrick Aubert

Online Appendix

Figure S2 – Écarts d'espérance de vie selon l'âge de début de carrière, selon deux sources pour la mesure de cet âge



Note : l'âge de début de carrière correspond ici, pour les deux sources, à l'âge de première validation d'un trimestre de retraite au titre d'une période d'emploi.

Champ : retraités résidant en France, hors inaptes et ex-invalides, mortalité observée sur la période 2012-2021.

Source : échantillons interrégimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC), DREES ; Insee, bilan démographique.

S3. Robustesse des résultats au champ des régimes de retraite retenus

L'analyse menée dans l'article porte sur le champ de l'ensemble des régimes de retraite légalement obligatoires en France, y compris les régimes spéciaux. Cela peut poser une difficulté pour l'interprétation des écarts d'espérance de vie selon l'âge d'atteinte du taux plein pour les retraités non-inaptes. Dans la plupart des régimes, cet âge est en effet déterminé par l'atteinte de la durée d'assurance légale requise. On a donc, dans le commentaire, interprété les résultats au regard de l'impact de la prise en compte de cette durée dans le barème du taux de liquidation.

Dans les régimes de la fonction publique et dans la plupart des régimes spéciaux, cependant, la décote n'est introduite qu'après la réforme de 2003, et la durée d'assurance ne joue donc pas sur l'obtention du taux plein pour la plupart des retraités sur lesquels reposent les estimations, souvent partis à la retraite avant cette date. En outre, ces régimes prévoient divers dispositifs de départ anticipé avant 60 ans au titre d'autres facteurs que la durée de carrière, en particulier les dispositifs destinés aux catégories actives (policiers, aides-soignants, etc.) et ceux destinés aux parentes d'au moins trois enfants.

On reproduit donc, dans la figure suivante, l'estimation des écarts d'espérance de vie en fonction de l'âge d'obtention du taux plein sur le champ restreint aux retraités dont le régime principal n'est pas un régime spécial ou un régime de la fonction publique. Les écarts estimés s'avèrent très proches pour les personnes qui atteignent le taux plein à 60 ans ou après. Ils diffèrent en revanche pour ce qui concerne les bénéficiaires d'un départ anticipé avant 60 ans. Parmi les hommes, les bénéficiaires partis à la retraite au taux plein à 56 ou 57 ans ont une espérance de vie plus courte d'environ 6 mois par rapport à ceux

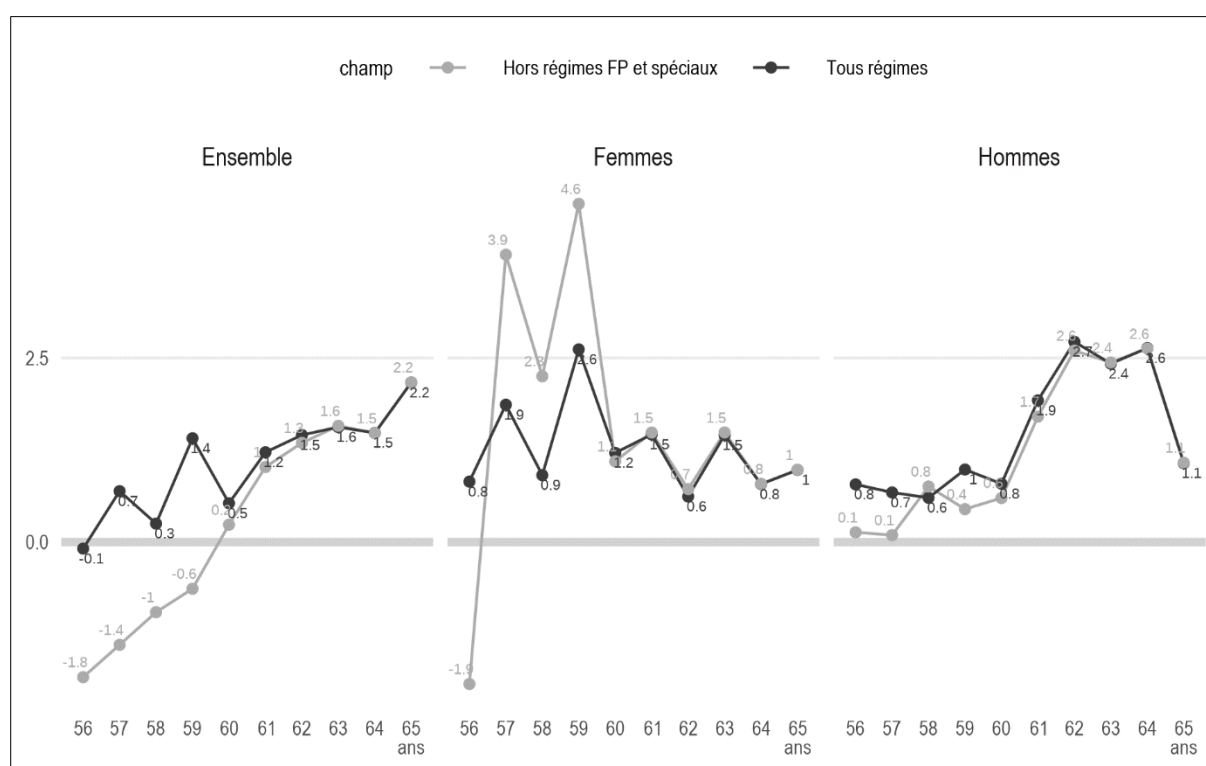
Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?

Patrick Aubert

Online Appendix

qui atteignent le taux plein à 60 ans, alors que les espérances de vie paraissent analogues sur le champ tous régimes confondus. L'exclusion des régimes spéciaux et de la fonction publique fait en effet que ces départs au taux plein à 56 ou 57 correspondent uniquement à des personnes bénéficiaires d'un départ anticipé pour carrière longue ayant commencé à travailler à 16 ans ou avant. Parmi les femmes, les écarts apparaissent d'ampleur encore plus grande, mais ils doivent être pris avec prudence, du fait du nombre plus faible de bénéficiaires féminines du dispositif carrière longue. La révision à la baisse des espérances de vie des personnes atteignant le taux plein avant 60 ans est également très marqué pour l'ensemble tous sexes confondus. Cela tient pour beaucoup à un effet de composition par sexe, la proportion d'hommes parmi les bénéficiaires d'un départ anticipé pour carrière longue étant nettement plus élevée que celle parmi les départs anticipés de la fonction publique ou des régimes spéciaux.

Figure S3 – Écarts d'espérance de vie selon l'inclusion ou non des régimes spéciaux et de la fonction publique dans le champ



Note : la catégorie d'âge d'atteinte du taux plein à 55 ans ou moins n'est pas représentée, car elle concerne essentiellement les régimes spéciaux ou de fonctionnaires.

Champ : retraités résidant en France, hors inaptes et ex-invalides ; mortalité observée sur la période 2012-2021, écarts d'espérance de vie calculés pour les générations nées en 1946 et 1950.

Source : échantillons interrégimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC), DREES ; Insee, bilan démographique.

Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?

Patrick Aubert

Online Appendix

Bibliographie

Blanpain, N. (2016). L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme – Méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1602. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2022138>

Blanpain, N. (2018). L'espérance de vie par niveau de vie, Méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1801. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3322051>