

LES DOSSIERS DE LA DREES

N° 125 • novembre 2024

Trente ans de réformes abaissant l'âge de départ à la retraite à taux plein : quelles conséquences sur les inégalités de durée de retraite ?

Patrick Aubert (IPP)

Trente ans de réformes abaissant l'âge de départ à la retraite à taux plein : quelles conséquences sur les inégalités de durée de retraite ?

Patrick Aubert (IPP)

Retrouvez toutes nos publications sur : drees.solidarites-sante.gouv.fr

Retrouvez toutes nos données sur : data.drees.solidarites-sante.gouv.fr

SYNTHÈSE

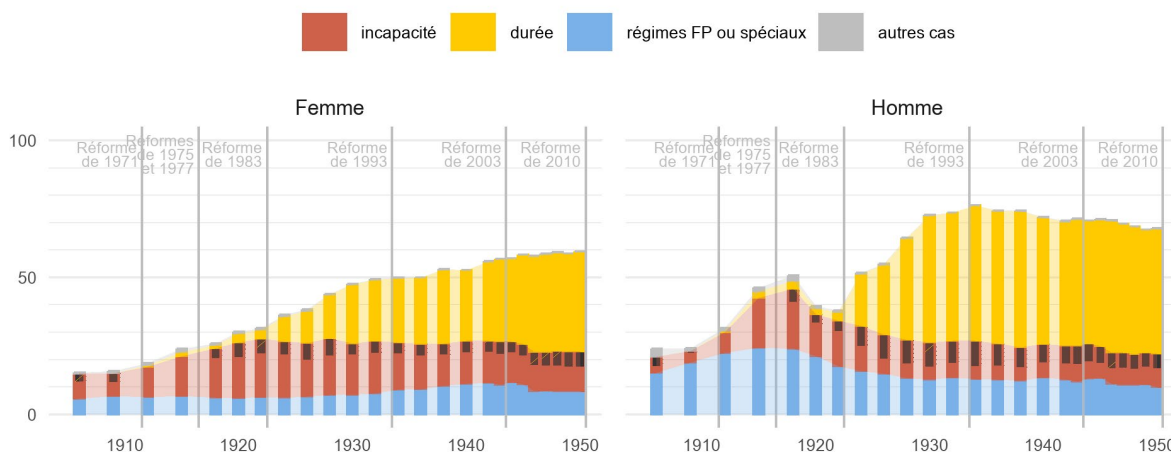
Dans la plupart des régimes de retraite français, le montant de pension dépend de l'âge de départ à la retraite, par l'application d'un taux croissant en fonction de cet âge. À l'origine du système, en 1945, le taux considéré comme de référence, appelé « taux plein », était obtenu en cas de départ à 65 ans ; les départs à la retraite à un âge plus jeune étaient certes possibles (dès 60 ans), mais ils avaient en règle générale pour conséquence une diminution du montant de retraite, par l'application d'un taux de pension plus faible.

Ce lien entre taux de pension et âge de départ à la retraite a toutefois été considérablement affaibli depuis une cinquantaine d'années. Les réformes des retraites depuis les années 1970 ont en effet, entre autres, créé ou étendu les dispositifs d'anticipation du taux plein de retraite, avec pour objectif de permettre aux assurés supposés les plus « usés » par le travail ou à l'espérance de vie la plus courte de partir plus tôt à la retraite.

Ces possibilités d'anticipation s'appuyaient, initialement, surtout sur la constatation d'une incapacité à travailler, par le biais du dispositif de retraite au taux plein pour inaptitude au travail. Sous l'effet des réformes de 1975 à 1983, c'est toutefois principalement au titre de la durée d'assurance – plus précisément de la réalisation d'une carrière complète – que les assurés peuvent partir plus tôt au taux plein. Ce critère de durée a été choisi avec l'idée qu'il avantagerait les personnes ayant commencé à travailler plus jeunes, supposées en moins bonne santé et à moindre espérance de vie. Le présent *Dossier de la DREES* cherche à apprécier rétrospectivement la réalité de cette hypothèse, contribuant ainsi à évaluer l'impact des réformes sur la réduction des inégalités de durée de vie passée à la retraite. Il tire parti du fait qu'on dispose dorénavant d'un recul temporel suffisant pour observer la mortalité effective des personnes qui ont obtenu le taux plein de façon anticipée au titre de leur durée de carrière. Plus précisément, on mobilise les données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) constitué par la DREES pour estimer les écarts d'espérance de vie selon l'âge de début de carrière et selon l'âge d'atteinte du taux plein de retraite compte tenu de la réglementation issue des réformes.

L'analyse porte sur les générations entièrement parties à la retraite dans l'EIR de 2016, qui sont donc parties avant la réforme de 2010 (laquelle a, entre autres, relevé l'âge minimal d'ouverture des droits de 60 à 62 ans). Pour ces générations, nées en 1950 ou avant, les diverses réformes ont, en pratique, permis d'augmenter substantiellement la proportion d'assurés pouvant partir à la retraite au taux plein dès 60 ans (voire avant). Celle-ci passe d'environ 20 % pour la génération née en 1906 à un peu plus de 60 % parmi les générations nées à partir des années 1930 et jusqu'à 1950.

Graphique A Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal à 60 ans, par sexe (en %)



Note > Les catégories représentées correspondent aux diverses modalités d'obtention du taux plein : au titre de l'inaptitude au travail (« incapacité »), de la validation d'une carrière complète ou longue (« durée ») ou des régimes spéciaux ou de la fonction publique (« régimes FP ou spéciaux » -- ces régimes n'appliquant pas de décote avant les réformes des années 2000).

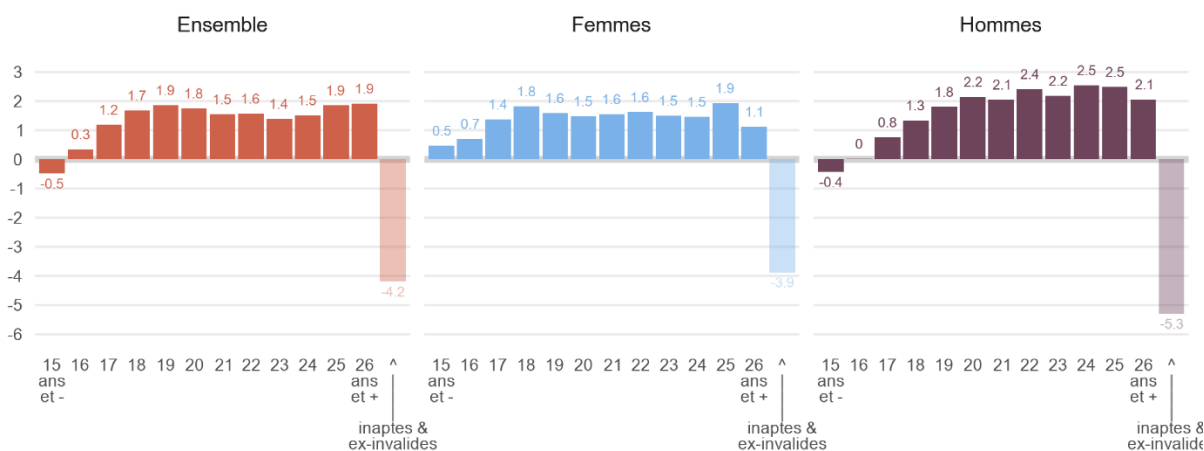
Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

L'espérance de vie à 60 ans des personnes ayant commencé à travailler le plus tôt est par ailleurs effectivement moins élevée que celle des assurés ayant commencé plus tard. Si ce résultat semble, qualitativement, confirmer l'hypothèse sur laquelle s'est appuyé le législateur pour retenir le critère de durée validée afin de déterminer l'obtention du taux plein de retraite, plusieurs autres résultats, de nature plus quantitative, viennent la relativiser. En particulier, la relation ne s'observe que pour les âges de début de carrière les plus bas, c'est-à-dire avant 20 ans pour les hommes et avant 18 ans pour les femmes, l'espérance de vie étant ensuite à peu près la même quel que soit l'âge de premier emploi. Les écarts d'espérance de vie selon l'âge sont en outre au maximum de 2 à 3 années ; ils sont donc plus resserrés que les écarts d'âge d'atteinte du taux plein qui découlent des règles de retraite, qui vont de 5 ans avant la réforme de 2003 à 9 ans après. Enfin, l'âge de début de carrière tel qu'il est « vu » par le

système de retraite, c'est-à-dire l'âge de départ à la retraite auquel on soustrait la durée validée pour la retraite, n'est que partiellement corrélé à l'âge effectif de premier emploi.

Graphique B Écart d'espérance de vie à 60 ans par rapport à la moyenne de la génération, selon l'âge de début de carrière, en années



Note > Les estimations par âge de début de carrière sont calculées sur le champ des retraités hors inaptes et ex-invalides, l'espérance de vie de ces derniers étant estimée à part. L'âge de début de carrière est défini comme l'âge à la première validation d'un trimestre de retraite au titre d'une période d'emploi. On suppose que les générations nées entre 1946 et 1950 ont, pendant toute leur période de retraite, les écarts de mortalité selon l'âge de début de carrière qui sont observés entre 2012 et 2021.

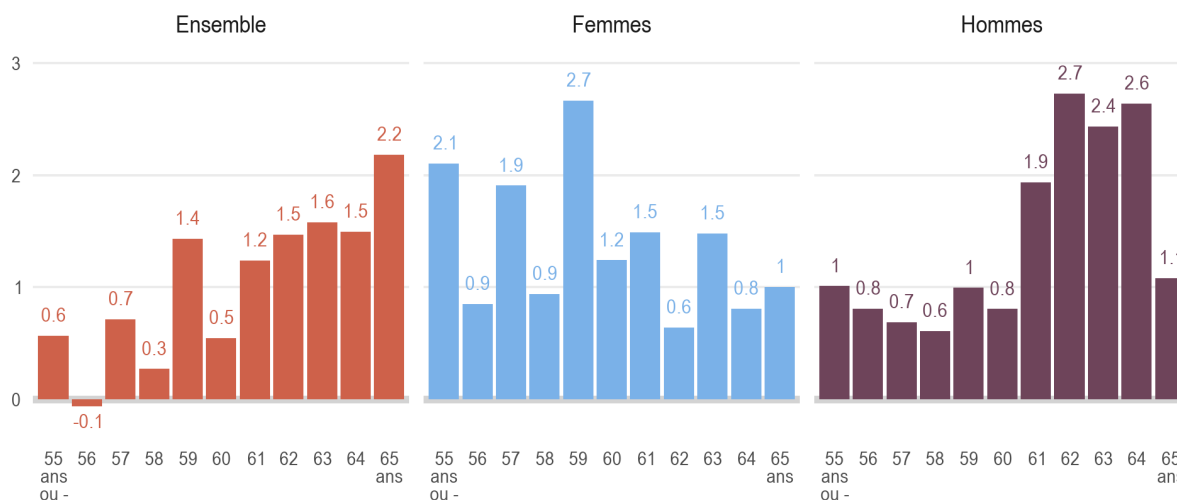
Champ > Retraités nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

L'augmentation du nombre de personnes pouvant partir à la retraite au taux plein dès 60 ans a ainsi, en pratique, assez peu concerné les retraités les plus défavorisés, dont l'espérance de vie est généralement la plus courte. Parmi les générations nées entre 1946 et 1950, c'est pour la moitié des retraités percevant les plus hautes pensions que la proportion de départ au taux plein dès 60 ans ou avant est la plus élevée. Cette part ne décroît en fonction du niveau de pension que parmi les 20 % les plus aisés, et la part des départs au taux plein à 60 ans reste deux fois plus élevée parmi les 5 % des retraités à plus haute pension qu'elle ne l'est parmi les 5 % à plus basse pension.

En conséquence, on n'observe pas de relation linéaire et croissante entre l'espérance de vie à 60 ans et l'âge auquel le système de retraite permet de partir à la retraite à taux plein. Celle-ci est certes, parmi les hommes non-inaptes, plus élevée pour ceux qui atteignent le taux plein entre 61 et 64 ans que pour ceux qui l'atteignent à 60 ans, mais ces derniers ont globalement la même espérance de vie que les hommes qui atteignent le taux plein à 65 ans ou, à l'inverse, de façon anticipée avant 60 ans. Parmi les femmes, la relation semble même décroissante, les femmes qui peuvent partir au taux plein plus tôt ayant en règle générale une espérance de vie plus élevée. Pour les deux sexes, l'espérance de vie des personnes reconnues inaptes au travail est inférieure de 4 à 5 ans à la moyenne (valeur non représentée dans le graphique ci-après).

Graphique C Écart d'espérance de vie à 60 ans par rapport à la moyenne de la génération, selon l'âge d'atteinte du taux plein, en années

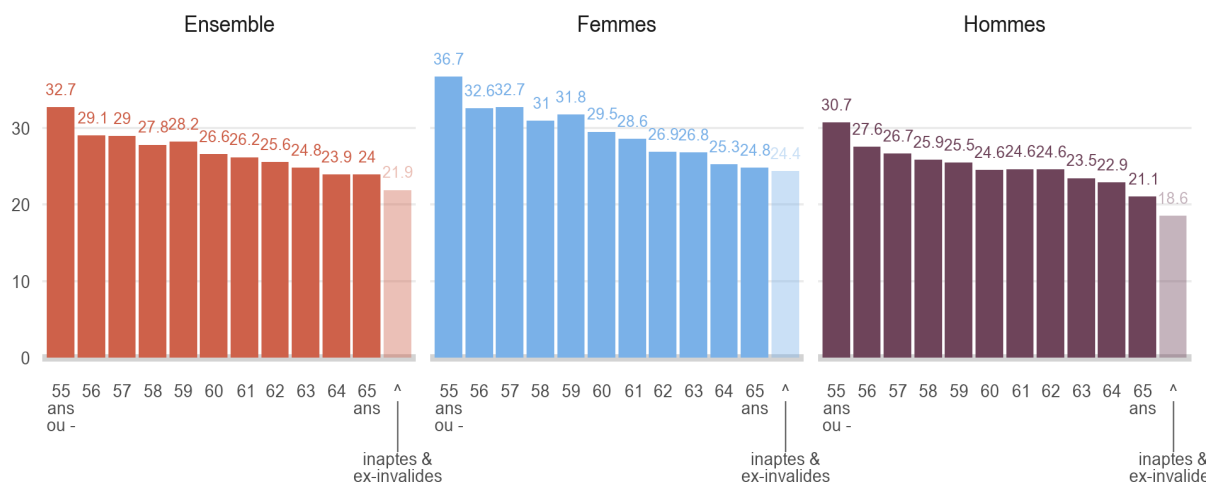


Champ > Retraités de droit direct, hors inaptes et ex-invalides, résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

L'espérance de vie au moment de l'atteinte du taux plein, pour les assurés non-inaptes, décroît donc continûment en fonction de l'âge auquel le système de retraite permet à ces assurés de partir au taux plein, tout en restant toujours plus élevée que celles des assurés reconnus inaptes. Pour les femmes, cette durée est par exemple de 32,6 ans pour celles qui partent au taux plein à 56 ans, de 29,5 ans pour celles qui ont le taux plein à 60 ans (sans être inaptes), de 24,8 ans pour celles qui ne l'ont qu'à 65 ans, et de 24,4 ans pour celles qui sont inaptes ou ex-invalides. Cette espérance de vie en retraite reste décroissante selon l'âge d'atteinte du taux plein lorsqu'on la rapporte à la durée de carrière, ou bien lorsqu'on considère uniquement l'espérance de vie passée sans perte d'autonomie (mesurée par le recours à l'allocation personnalisée d'autonomie).

Graphique D Espérances de vie à l'âge d'atteinte du taux plein, en années



Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

L'analyse menée reste descriptive. On illustre la *corrélation* entre âge d'atteinte du taux plein et espérance de vie à cet âge ou à l'âge de 60 ans. L'interprétation sous-jacente est qu'à la fois l'espérance de vie et l'âge d'atteinte du taux plein (compte tenu des règles de retraite) sont déterminés, pour partie, par les caractéristiques de carrière, ce dont découle la corrélation observée. La question de causalité n'est toutefois pas neutre sur les conclusions normatives que l'on peut tirer de ces observations. Si, par exemple, le lien entre l'espérance de vie et les caractéristiques de carrière qui déterminent le taux plein résulte de ces caractéristiques elles-mêmes, il peut paraître légitime de chercher à définir le barème du taux plein en fonction des écarts d'espérance de vie constatés ; si, en revanche, les écarts d'espérance de vie sont causés, pour partie au moins, par les âges de départ à la retraite, l'exercice est plus délicat puisque l'éventuelle modification des barèmes de taux plein serait susceptible de modifier les inégalités d'espérance de vie. La plus récente et principale étude française sur le sujet pousse néanmoins à écarter

l'hypothèse d'un impact causal de l'âge de départ à la retraite sur la mortalité en observant, sur la base des données exhaustives du régime général, que l'augmentation de l'âge de départ liée à la réforme des retraites de 1993 n'a eu aucun impact significatif sur la mortalité.

Les résultats présentés dans ce *Dossier* suggèrent ainsi qu'il peut effectivement être pertinent au regard des inégalités d'espérance de vie de permettre à ceux qui ont commencé à travailler le plus jeune de pouvoir partir à la retraite au taux plein plus tôt, mais que les barèmes de retraite mis en place au fil des réformes passées ne permettent pas de corriger ces inégalités. Plus exactement, ils tendent à les surcorriger et même à les amplifier en sens contraire. Cela tient notamment au fait que l'instrument sur lequel s'appuient ces barèmes, à savoir la durée d'assurance validée pour la retraite, s'avère très imparfait pour tenir compte de la façon dont les disparités d'âge de début de carrière sont corrélées avec l'espérance de vie.

SOMMAIRE

■ INTRODUCTION	2
■ 40 ANS DE RÉFORMES POUR PERMETTRE À CERTAINS ASSURÉS DE PARTIR PLUS TÔT À LA RETRAITE	4
Une anticipation du départ à la retraite au taux plein visant initialement les situations d'inaptitude au travail.....	4
Une extension progressive du critère de durée de carrière, vu comme indicateur d'une moindre espérance de vie.....	4
À partir de 2003, des possibilités dérogatoires de départ à la retraite avant l'âge minimal légal.....	6
■ PARTIR À LA RETRAITE À TAUX PLEIN DE FAÇON ANTICIPÉE : QUELLES ÉVOLUTIONS AU FIL DES GÉNÉRATIONS ?	8
■ MODULER L'ATTEINTE DU TAUX PLEIN SELON LA DURÉE D'ASSURANCE PERMET-IL DE CORRIGER LES INÉGALITÉS D'ESPÉRANCE DE VIE ?	15
Une espérance de vie plus faible pour les assurés ayant commencé à travailler le plus tôt .	16
Une corrélation plus incertaine entre l'espérance de vie et l'âge d'atteinte du taux plein.....	18
Un diagnostic confirmé selon d'autres indicateurs d'équité en matière de durée de retraite	21
■ CONCLUSIONS ET DISCUSSION.....	24
■ RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES	26
Annexe 1. Les données utilisées : l'échantillon interrégimes de retraités (EIR)	28
Annexe 2. Méthodologie d'estimation des espérances de vie et de durée de retraite.....	30
Annexe 3. Les prévalences des incapacités pendant la période de retraite.....	34

■ INTRODUCTION

Le système de retraite français mis en place en 1945 avait pour principe de laisser aux assurés sociaux une « liberté de choix » du moment de leur départ à la retraite, à partir d'un âge minimal fixé à 60 ans. Cette expression est utilisée ici avec la définition qui lui a été donnée lors de la réforme des retraites de 2003 : par liberté de choix, on entend le fait pour un assuré de ne pas être pénalisé financièrement s'il choisit de partir à la retraite plus tard, et, symétriquement, de ne pas recevoir un avantage, en termes de montant cumulé des retraites, au fait de partir le plus tôt possible. Le système mis en place en 1945 réalisait en pratique une modulation du montant de pension selon l'âge de départ, de façon à compenser l'impact d'un départ plus ou moins tardif sur la durée de perception de la pension. Un départ à un âge plus élevé, associé par conséquent à une durée de retraite plus courte, impliquait un montant de retraite plus élevé, tandis qu'un départ anticipé se traduisait par une retraite plus basse de façon à contrebalancer l'allongement de la durée de retraite liée à cette anticipation. Concrètement, la modulation prenait la forme, pour le calcul de la pension dans les régimes de retraite de base, de la multiplication du salaire de référence par un taux de pension dépendant de l'âge. Ce taux était fixé, en 1945, à 20 % en cas de départ à l'âge minimal de 60 ans, augmenté de 4 points de pourcentage pour chaque année de report du départ à la retraite au-delà de cet âge. Un tel barème n'était pas strictement égal à un barème actuariel, mais s'en approchait : par exemple, un départ à la retraite à 64 ans plutôt que 65 ans impliquait un abattement de 10 %, soit à peu près (même si un peu moins que) le gain de durée de retraite lié à cette anticipation du départ, égal à environ 8 %¹.

Cependant, en complément de ces principes généraux de neutralité actuarielle, le système retraite prévoyait également dès son origine des dispositions dérogatoires permettant d'anticiper le départ à la retraite pour certains assurés considérés comme sujets à une « usure prématurée de l'organisme ». Cette possibilité se manifestait en pratique par le fait de disposer dès l'âge minimal de 60 ans du taux de pension considéré « plein », normalement octroyé à 65 ans seulement, permettant ainsi d'obtenir un même niveau de pension (à durée de carrière et niveau de salaire donné) en partant 5 ans plus tôt à la retraite.

L'histoire du système de retraite français après 1945 a été celle d'un élargissement progressif de ces dispositions, par l'extension des dispositifs existant et par la création de nouveaux dispositifs d'anticipation (d'abord de l'obtention du taux plein de retraite, mais ensuite également de l'âge minimal d'ouverture des droits). Ces dispositions, initialement dérogatoires, sont devenues nettement majoritaires, au point qu'un départ au taux plein dès l'âge minimal d'ouverture des droits (c'est-à-dire à 60 ans jusqu'en 2010, puis à 62 ans après la réforme de 2010, et à terme 64 ans après pleine montée en charge de la réforme de 2023) est souvent vu aujourd'hui comme la situation « normale » de départ à la retraite. Il reste néanmoins que l'âge *inconditionnel* du départ à la retraite au taux plein n'a en réalité jamais été abaissé en France. Il est resté égal à 65 ans jusqu'en 2010, puis a été augmenté à 67 ans, et c'est bien toujours *sous certaines conditions seulement* qu'un départ au taux plein avant cet âge est autorisé.

Si les dispositifs d'anticipation ont fortement évolué depuis 1945, ils partagent tous le fait que leurs conditions s'appuient sur l'un au moins des trois grands motifs présents dès l'origine : la reconnaissance administrative d'une incapacité à travailler, l'exercice en cours de carrière d'activités pénibles reconnues comme susceptibles d'entraîner une usure prématurée, ou encore le fait d'avoir travaillé longtemps. Les réformes qui ont créé ou élargi les dispositifs d'anticipation basés sur ces critères ont toujours, de façon plus ou moins affirmée, justifié ceux-ci par le lien entre ces derniers et un état de santé dégradé ou une moindre espérance de vie. Cependant, dans l'exposé de ces réformes, ce lien n'est resté apprécié que de façon qualitative. En d'autres termes, la création ou l'extension des dispositifs d'anticipation étaient fréquemment, dans les exposés des motifs, justifiées par la durée de retraite plus courte ou passée en moins bonne santé de leurs bénéficiaires présumés, mais les projets de réforme ne se sont jamais appuyés sur des évaluations *ex-ante* de ces écarts de durée de retraite, pour vérifier que l'anticipation permise était bien de même ampleur que les écarts d'espérance de vie ou d'espérance de vie en santé *effectivement constatés* en fonction des critères retenus pour définir l'anticipation du départ à la retraite.

Ce lien reste également assez peu étudié dans la littérature scientifique. En effet, si de nombreuses analyses ont été consacrées aux écarts de mortalité et d'espérance de vie entre catégories sociales, celles-ci ne s'intéressent pas, en règle générale, aux critères précis qui déterminent, dans le système de retraite français, l'âge de départ à la retraite à taux plein. Dans la littérature internationale, les articles scientifiques s'intéressent pour la plupart aux disparités de mortalité selon le niveau des revenus (par exemple Chetty, *et al.* [2016], Kreiner, *et al.* [2018], Kinge, *et al.* [2019], Milligan and Schirle [2021]). En France, une analyse selon cet angle a été menée par Blanpain (2019). Elle aboutit à des résultats assez similaires à ceux observés dans les autres pays, à savoir un écart d'espérance de vie substantiel entre les plus aisés et les plus modestes, plus marqué parmi les hommes que parmi les femmes : sur la période 2012-2016, l'espérance de vie à la naissance parmi les 5 % les plus aisés est ainsi supérieure à celle des 5 % les plus modestes de 13 ans parmi les hommes et de 8 ans parmi les femmes. Sur la base des seuls montants de pension, Bommier, *et al.* (2005) estimaient déjà une élasticité de l'espérance de vie à 60 ans par rapport au niveau de retraite de l'ordre de 0,18 – ce qui signifie, en extrapolant, qu'un retraité qui percevrait une pension deux fois plus élevée aurait aussi une espérance de vie à 60 ans de 18 % supérieure. Plus récemment, Mélard, *et al.* [2024] estiment des écarts allant jusqu'à 7,2 ans parmi les hommes et 1,8 an parmi les femmes en

¹ D'après le [bilan démographique de l'Insee](#), l'espérance de vie à 65 ans en 1946 était de 14,3 ans pour les femmes et 12,2 ans pour les hommes en France métropolitaine.

ventilant la population française par centiles de revenu du travail moyen entre 40 et 54 ans. Ces écarts d'espérance de vie selon le niveau de revenu tiennent pour partie au fait que les personnes à plus bas revenus ont une probabilité de développer une maladie chronique nettement plus élevée : par exemple, l'écart d'espérance de vie est de 3,8 ans entre les 10 % de personnes les plus aisées et les 10 % les plus modestes au sein de la population non atteinte d'une maladie chronique, mais il est multiplié par 1,6, et passe à 6,2 ans, lorsqu'on considère l'ensemble de la population y compris les personnes malades (Allain, Costemalle [2022]).

Les résultats de telles études ont parfois été ensuite mobilisés pour apprécier le caractère redistributif ou antiredistributif du système de retraite, mais ce dernier est alors pris de façon globale. Ces études ne permettent pas, en revanche, d'évaluer le choix des instruments retenus par le législateur pour mettre en œuvre une éventuelle correction des inégalités sociales, c'est-à-dire le choix des critères et des paramètres retenus pour moduler les règles de retraite de façon à compenser les différences de mortalité.

De nombreuses études françaises ont par ailleurs mis en lumière les écarts d'espérance de vie selon la catégorie socioprofessionnelle, les professions ou encore le diplôme (par exemple Monteil et Robert-Bobée [2005], Blanpain et Chardon [2011], Blanpain [2016a, b et c], Cazenave-Lacroutz, Godet et Lin [2018]). À 35 ans, l'espérance de vie des cadres est ainsi supérieure à celles des ouvriers d'environ 6 ans chez les hommes et d'environ 3 ans chez les femmes, et cet écart est resté relativement constant des années 1970 au début des années 2010. Il est en outre encore plus marqué si l'on considère l'espérance de vie sans incapacité (Cambois, Laborde et Robine [2008], Cambois et Barnay [2009]).

Si ces résultats sont connus et bien étayés, ils ne renseignent cependant qu'assez peu sur l'adéquation entre les disparités d'âge de départ à la retraite au taux plein dans le système français et les écarts d'espérance de vie, car il n'y a pas de lien clair entre niveau de revenu ou catégorie sociale et atteinte du taux plein. De nombreux retraités cadres ont par exemple pu partir à la retraite dès 60 ans, tandis que certains ouvriers ou employés ont dû, du fait d'une carrière incomplète, attendre 65 ans pour obtenir le taux plein (ou 67 ans après la réforme des retraites de 2010). Certaines analyses ont porté sur les disparités d'espérance de vie selon les caractéristiques de retraite, mais elles sont plus rares. Sur le champ du régime général, Aquereburu et Goujon (2012) et Goujon (2019) estiment des écarts d'espérance de vie marqués entre les bénéficiaires d'une pension « normale » et les bénéficiaires d'une pension pour inaptitude ou d'une pension d'ex-invalide : 4,7 années et 6,2 années respectivement à 62 ans chez les hommes en 2017, et un peu plus de 4 ans pour les femmes. Goujon (2024) souligne, en complément, une mortalité plus faible, à âge donné, des bénéficiaires d'un départ anticipé pour carrière longues par rapport aux autres bénéficiaires d'une pension normale. Ces études ne détaillent cependant pas les écarts d'espérance de vie parmi les bénéficiaires de pensions normales, selon l'âge d'atteinte du taux plein ou la durée de carrière. Plusieurs études récentes ont par ailleurs été menées sur les écarts d'espérance de vie dans les régimes de retraite de la fonction publique (Buisson et Senghor [2016], Soulat [2017], Bulcourt, Lemonnier et Soulat [2022]), mais avec encore une fois un angle d'analyse selon la catégorie de fonctionnaires (catégories dites actives ou sédentaires ; catégories A, B ou C) ou selon la profession (infirmières, aides-soignantes...), mais pas selon l'âge de départ ou d'obtention du taux plein. Sur le champ tous régimes confondus, Aubert et Christel-Andrieux (2010a et b) et Andrieux et Chantel (2013) vont un peu plus loin, en détaillant les disparités d'espérance de vie et de durée de retraite selon la durée d'assurance validée pour la retraite. Ils montrent que ces disparités sont d'ampleur plus modérées que celles des âges d'atteinte du taux plein (de l'ordre de 2 ans parmi les femmes et de 3 ans parmi les hommes, contre 5 ans entre l'âge d'ouverture des droits et l'âge d'obtention inconditionnelle du taux plein) et que, si on observe effectivement une corrélation négative entre espérance de vie et durée de carrière, c'est uniquement parmi les carrières les plus longues (au-delà de 40 ans), la corrélation s'avérant à l'inverse positive parmi les carrières de 40 ans ou moins. À partir de données sur le régime général, le Secrétariat Général du COR (2014) aboutit à des résultats similaires, en situant le point d'inflexion à partir duquel la corrélation entre espérance de vie et durée de carrière devient négative à 42 ans plutôt que 40 ans. Là encore, ces résultats restent cependant encore insuffisants pour apprécier l'adéquation entre les barèmes du taux plein dans le système de retraite et les écarts de mortalité, parce qu'ils ne détaillent pas ces derniers selon tous les déterminants du taux plein.

La présente étude vise donc à évaluer précisément le lien entre les conditions d'obtention d'une retraite à taux plein et les écarts de mortalité. Elle revient ainsi sur l'ensemble des dispositifs qui ont été créés ou réformés depuis les années 1970, afin de proposer une évaluation de leur impact sur les inégalités de durée de retraite au regard des corrélations entre la mortalité, l'état de santé, et les caractéristiques retenus dans les barèmes de retraite pour déterminer l'âge de départ. Elle s'appuie pour cela sur les échantillons interrégimes de retraités (EIR) de la DREES, qui permettent un suivi des caractéristiques de retraite au fil des générations sur près de 50 années, et sur les appariements de ces échantillons avec des données sur les limitations d'activité et sur la perte d'autonomie, permettant de mettre en regard ces caractéristiques de retraite avec l'état de santé pendant la période de retraite.

La première partie rappelle les principales évolutions réglementaires des retraites depuis 1945, notamment en ce qui concerne les possibilités données à certains assurés de partir plus tôt à la retraite. La deuxième partie présente, de façon descriptive, l'évolution des départs anticipés à la retraite au fil des générations, en fonction de diverses caractéristiques des assurés (sexe, niveau de pension, etc.) La troisième partie présente, enfin, l'estimation des écarts d'espérance de vie en fonction des critères qui déterminent l'obtention du taux plein de retraite, afin d'évaluer dans quelle mesure ces critères permettent, ou non, de compenser ces écarts et d'atténuer les inégalités de durée de retraite.

■ 40 ANS DE RÉFORMES POUR PERMETTRE À CERTAINS ASSURÉS DE PARTIR PLUS TÔT À LA RETRAITE

Une anticipation du départ à la retraite au taux plein visant initialement les situations d'inaptitude au travail

Dès l'origine, l'[Ordonnance n° 45-2454 du 19 octobre 1945 fixant le régime des assurances sociales applicable aux assurés des professions non agricoles](#) prévoit la possibilité, pour certains assurés, de partir à la retraite dès 60 ans avec le taux de pension² normalement octroyé à 65 ans. Cette dérogation est définie comme concernant « *les assurés qui justifient d'au moins trente années d'assurance et qui ont exercé pendant au moins vingt années une activité particulièrement pénible de nature à provoquer l'usure prématurée de l'organisme ou sont reconnus inaptes au travail par la caisse d'assurance vieillesse* » (article 64). Elle constitue la base du régime actuel de taux plein au titre de l'inaptitude au travail, mais à la différence près qu'elle est plus restrictive, car elle en conditionne le bénéfice à un seuil de durée d'assurance totale d'au moins 30 ans. Le dispositif a ainsi pour condition le *cumul* des facteurs qui permettent aujourd'hui, chacun de façon séparée, de partir de façon anticipée à la retraite : l'inaptitude au travail constatée au moment du départ à la retraite ou l'exposition à des critères de pénibilité pendant la carrière, et le fait d'avoir eu une carrière complète³. Ce n'est que par la [Loi n° 71/1132 du 31 décembre 1971 portant amélioration des pensions de vieillesse du régime général de sécurité sociale et du régime des travailleurs salariés agricoles](#) que le champ de la retraite pour inaptitude sera étendu, cette loi supprimant la condition de durée et la référence à la pénibilité des métiers comme cause des incapacités. À partir de 1972, la pension est ainsi dorénavant calculée compte tenu du taux normalement applicable à 65 ans pour tous les assurés « *reconnus inaptes au travail ou qui sont anciens déportés* ».

Il est intéressant de noter que l'ordonnance de 1945 n'utilise pas la notion actuelle de « taux plein », ni n'exprime la modulation du taux de pension selon l'âge de départ sous la forme d'une décote (minoration) ou surcote (majoration) autour de l'âge de 65 ans. La présentation, à l'époque, mettait plutôt en avant le taux minimal à l'âge d'ouverture des droits (60 ans), et la modulation de ce taux était exprimée sous la forme d'une majoration par rapport à cet âge, par le biais de coefficients dits « d'ajournements »⁴. C'est donc d'une certaine manière le dispositif d'inaptitude qui fixe la référence normative de 65 ans : il revient en effet à faire du taux de pension prévu à cet âge la « cible » qui doit pouvoir être obtenue dès lors que l'on n'est plus jugé apte au travail. Cette référence découlait également de la comparaison avec les assurances sociales mises en place en 1930, qui permettaient un départ avec un taux de 40 % du salaire moyen annuel dès 60 ans pour les personnes qui avaient déjà, à cet âge, validé au moins 30 années.

Une extension progressive du critère de durée de carrière, vu comme indicateur d'une moindre espérance de vie

La [Loi n° 75/1279 du 30 décembre 1975 relative aux conditions d'accès à la retraite de certains travailleurs manuels](#) étend les possibilités de bénéficier avant l'âge de 65 ans du taux de retraite normalement applicable à cet âge aux « *travailleurs manuels salariés justifiant d'une longue durée d'assurance dans le régime général ou dans ce régime et celui des salariés agricoles, qui ont effectué un travail en continu, en semi-continu, à la chaîne, un travail au four ou exposé aux intempéries sur les chantiers, pendant une durée déterminée par voie réglementaire.* » Les décrets d'application (de [1976](#) et de [1977](#)) fixent la durée minimale pour accéder à cette anticipation du taux à 43 ans pour les départs à la retraite au premier semestre de 1977, 42 ans pour les départs au deuxième semestre 1977, puis à 41 ans à partir de 1978. Les décrets fixent par ailleurs la durée minimale d'exercice d'un travail manuel, qui s'ajoute

² Ce taux est également parfois appelé « taux de retraite » ou encore « taux de liquidation ». Dans ce Dossier, ces expressions seront utilisées comme synonymes.

³ Dans l'ordonnance de 1945, cette durée de 30 ans constitue en effet également le seuil de durée à partir de laquelle la pension est servie « pleine » (par application du taux de pension au salaire de référence). En cas de carrière incomplète, le bénéficiaire d'une pension de retraite est possible dès 15 années validées, la pension étant alors calculée au *pro rata* de la durée validée par rapport à 30 ans. Si la durée est inférieure à 15 ans, il n'est en revanche pas possible de liquider une pension de retraite ; l'assuré peut toutefois, selon les cas, bénéficier d'une rente calculée en proportion des cotisations versées, ou bien d'un remboursement de ces cotisations.

⁴ Cf. l'article 63 de l'ordonnance : « *L'assurance vieillesse garantit une pension de retraite à l'assuré qui atteint l'âge de 60 ans. Pour les assurés qui justifient d'au moins trente années d'assurance, la pension est égale à 20 p. 100 du salaire annuel de base. Lorsque l'assuré demande la liquidation de sa pension après l'âge de 60 ans, cette pension est majorée de 4 p.100 du salaire annuel de base par année postérieure à cet âge.* »

à la condition de durée minimale totale en tant que salariés, à un exercice « *pendant au moins cinq ans, au cours des quinze dernières années précédant leur demande de liquidation de pension.* »

La Loi introduit ainsi pour la première fois le critère de durée comme condition principale d'anticipation du taux plein, même si elle conserve encore une seconde condition sur la nature du travail. On peut noter, en outre, que la durée d'assurance requise pour une anticipation du taux plein avant 65 ans était alors fixée avec un seuil plus élevé que la durée légale d'une carrière complète, utilisée pour le calcul du montant de pension (soit 37,5 ans à l'issue de la loi de 1971)⁵.

La loi de 1975 prévoit aussi un deuxième cas d'anticipation, à destination des « *mères de famille salariées justifiant d'une durée minimum d'assurance dans le régime général, ou dans ce régime et celui des salariés agricoles, [...] qui ont élevé au moins trois enfants [...] et qui ont exercé un travail manuel ouvrier pendant une durée fixée par voie réglementaire.* » Pour cette disposition spécifique aux femmes, la durée requise est plus courte, puisqu'elle est fixée à 30 années seulement, mais elle s'ajoute à une condition identique d'exercice d'un travail manuel (pendant au moins 5 ans au cours des 15 dernières années) et au fait d'avoir élevé au moins 3 enfants. Ces dispositions visant les femmes sont nettement étendues par la [Loi n° 77/774 du 12 juillet 1977 tendant à accorder aux femmes assurées au régime général de sécurité sociale, atteignant l'âge de soixante ans, la pension de vieillesse aux taux normalement applicables à soixante-cinq ans](#) qui prévoit cette fois-ci que la pension soit calculée au taux normalement applicable à soixante-cinq ans pour toutes les « *femmes assurées justifiant d'une durée d'assurance d'au moins trente-sept ans et demi dans le régime général ou dans ce régime et celui des salariés agricoles* », pour les départs à la retraite à partir de 63 ans à compter de l'année 1978 et de 60 ans à compter de 1979.

L'[ordonnance n° 82/270 du 26 mars 1982 relative à l'abaissement de l'âge de la retraite des assurés du régime général et du régime des assurances sociales agricoles](#) entend changer la focale, en définissant comme la situation de référence ce qui était auparavant vu comme un cadre dérogatoire d'anticipation. À propos des dispositifs mis en œuvre avant 1982, le rapport au Président de la République introduisant l'ordonnance signale qu'il ne s'agissait « *que de mesures partielles destinées à compenser la condition particulière du travail féminin et l'usure prématurée due au labeur ou à des circonstances difficiles* ». Alors que l'ordonnance de 1945 définissait le taux de retraite comme un taux minimal en cas de départ à 60 ans, majoré par le biais de coefficients d'ajournements en cas de départ plus tardif, celle de 1983 introduit la notion de « *taux plein* » comme taux de référence (égal à 50 p. 100 du salaire de référence), complété par des coefficients de minoration (aujourd'hui qualifiés de décote) calculés en fonction du nombre d'annuités manquantes pour les salariés qui, à soixante ans, ne réunissent pas la durée d'assurance de 150 trimestres. Dans la mesure où la finalité n'est plus d'encourager la poursuite de l'activité après 65 ans, les coefficients d'ajournement (c'est-à-dire l'équivalent de la surcote actuelle) sont supprimés. Leur principe est cependant en réalité conservé à l'identique pour les personnes à carrière incomplète, via leur transformation en une majoration de durée d'assurance liée à l'âge⁶.

Malgré ce changement d'optique, il reste que c'est toujours l'âge de 65 ans qui définit la possibilité inconditionnelle d'obtention du taux plein de retraite. Même si l'obtention du taux plein dès 60 ans au titre de la durée validée ne constitue pas officiellement un dispositif d'anticipation – la loi le présentant plutôt dorénavant comme le cas général – on peut toujours le considérer comme tel par opposition à la situation inconditionnelle d'obtention du taux plein. C'est le point de vue que l'on retiendra dans toute cette étude.

Signalons par ailleurs que, si les réformes de 1975 à 1983 ont mis en avant le critère de durée validée pour justifier l'anticipation du taux plein sans le conditionner à la constatation administrative d'une inaptitude, c'est toujours au nom de l'état de santé supposé dégradé des catégories sociales qui bénéficieraient de la réforme qu'elles le font. Ainsi, le rapporteur du projet de loi de 1975 lors de l'examen à l'Assemblée nationale souligne, pour justifier le bien-fondé du projet (le dispositif de carrière longue mis en place étant alors réservé aux personnes ayant exercé des métiers manuels), qu'« *il existe une pathologie des métiers manuels qui s'exprime notamment à travers les statistiques relatives aux accidents du travail et à l'espérance de vie. [...] À l'âge de trente-cinq ans, le risque de décès est près de quatre fois plus élevé pour un manoeuvre que pour un instituteur, par exemple. À soixante-cinq ans, la mortalité des manoeuvres est encore le double de celle des instituteurs.* ». De même, le rapport préalable à l'ordonnance de 1982 met en avant le fait qu'« *ouvriers et employés, entrés tôt dans la vie active, versent plus longtemps des cotisations pour se constituer une retraite et bénéficient moins durablement de leur pension [...] la présente ordonnance contribuera à réduire ces inégalités sociales* » Le législateur, pour l'une ou l'autre de ces réformes, ne semble pas pour autant s'inscrire dans un schéma actuariel, dans lequel on chercherait à moduler le rendement d'une année cotisée pour la retraite selon les caractéristiques de carrière. C'est surtout la vision normative que le départ à la retraite doit pouvoir se faire une fois la carrière complète validée qui semble fonder le projet. En d'autres termes, si les réformes ont visé à octroyer le taux plein aux assurés qui ont validé une carrière complète

⁵ Toutefois, comme le rappelait le rapporteur de la Loi lors de l'examen en première lecture à l'Assemblée Nationale, « *la plupart des travailleurs manuels qui atteignent aujourd'hui l'âge de soixante ans ont commencé à travailler avant l'âge de dix-huit ans. Par conséquent, la durée de leur activité professionnelle est suffisante pour qu'ils aient droit à la retraite à soixante ans. Cette première exigence ne devrait écarter du bénéfice de la loi qu'un nombre infime de travailleurs manuels* »

⁶ Cette majoration consiste à augmenter la durée d'assurance de 2,5 % pour chaque trimestre accompli au-delà de l'âge d'annulation de la décote (65 ans à l'origine, puis 67 ans après la réforme de 2010) – tant que cette durée reste inférieure à celle d'une carrière complète. Ce taux est identique à celui de la surcote qui était en vigueur avant 1983 en cas de départ à la retraite après 65 ans.

mais pas à ceux dont la carrière est encore incomplète, ce n'est pas dans une intention délibérée de désavantager actuariellement les seconds sous l'hypothèse d'un départ au même âge, mais plutôt parce qu'il était considéré qu'il était naturel qu'ils continuent de toute façon à travailler pour atteindre une carrière complète (du moment qu'ils n'étaient pas en situation d'invalidité ou d'inaptitude).

À partir de 2003, des possibilités dérogatoires de départ à la retraite avant l'âge minimal légal

Les réformes des retraites jusqu'à celle de 1983 ont permis d'anticiper le départ à la retraite en permettant de bénéficier du taux plein avant l'âge de 65 ans, mais sans aller en deçà de l'âge minimal de droit commun fixé à 60 ans en 1945. Dans les réformes votées à partir des années 2000, pour ce qui concerne leurs dispositions visant à permettre à certains assurés de partir plus tôt à la retraite, ce n'est plus sur l'anticipation du taux plein, mais sur l'abaissement de cet âge minimal que portent les évolutions réglementaires.

La [Loi n° 2003-775 du 21 août 2003 portant réforme des retraites](#) crée ainsi le dispositif de départ anticipé pour longue carrière, permettant un départ au taux plein à partir de 56 ans, soit jusqu'à 4 ans avant l'âge d'ouverture des droits de droit commun. Comme l'indique le qualificatif de carrière *longue*, ce dispositif est conditionné à un seuil de durée d'assurance plus élevé que celui qui permet de bénéficier du taux plein dès l'âge de 60 ans depuis la réforme de 1983 : le premier est ainsi majoré de huit trimestres par rapport au second, soit une durée requise de 42 ans, contre 40 ans pour l'obtention du taux plein à 60 ans pour la génération qui atteint cet âge en 2003. Deux autres conditions sont en outre requises, l'une portant sur une durée cotisée minimale (c'est-à-dire la durée d'assurance réduite aux seuls trimestres validés au titre de périodes d'emploi, ainsi qu'à quelques autres trimestres en nombre très restreint) et l'autre sur l'âge de début de carrière (validation d'au moins 4, voire 5 trimestres avant l'âge de 16 ou de 17 ans selon les cas.)

Le dispositif de retraite anticipée pour carrière longue a été modifié par la suite, notamment dans le sens d'une restriction en 2008 puis, à l'inverse, d'une extension en 2012, mais ces modifications ont conservé ses caractéristiques initiales, notamment le fait d'être conditionné à une durée cotisée minimale (restant donc plus restrictive que la durée d'assurance totale, même si quelques trimestres acquis à d'autres titres que l'emploi sont dorénavant comptabilisés dans cette durée cotisée) ainsi qu'à un âge de début de carrière.

La loi de 2003 crée par ailleurs un dispositif de retraite anticipée, à partir de l'âge de 55 ans, pour les assurés handicapés. Ce dispositif est conditionné au fait d'avoir, pendant une durée minimale, exercé une activité professionnelle en étant atteint d'une incapacité permanente au moins égale à 50 % ou en étant en situation de handicap comparable au taux d'incapacité permanente de 50 % (ce taux étant fixé à 80 % entre 2003 et 2014)⁷. Le dispositif est également conditionné à un double critère de durée d'assurance totale et de durée cotisée minimales – les seuils fixés pour les assurés handicapés étant toutefois plus bas que ceux requis pour le dispositif de carrière longue et même, s'agissant de la durée d'assurance, que celui requis pour le taux plein à 60 ans hors inaptitude.

La [Loi n° 2010-1330 du 9 novembre 2010 portant réforme des retraites](#) crée elle aussi un nouveau dispositif de départ anticipé avant l'âge minimal de droit commun, même si son objectif général est de relever l'ensemble des bornes d'âges de retraite (âge minimal d'ouverture des droits et âge d'annulation de la décote). Ce dispositif consiste en réalité à maintenir à 60 ans l'âge de départ, par dérogation au relèvement à 62 ans de l'âge minimal, pour certains assurés qui justifient d'une incapacité permanente. La possibilité de départ anticipé n'est pas soumise à une condition de durée de carrière, mais elle est plus restrictive que le dispositif de taux plein pour inaptitude, dans la mesure où elle ne concerne que les incapacités liées au travail, c'est-à-dire à une maladie professionnelle ou à un accident de travail. La réforme de 2010 crée également une possibilité de départ anticipé à la retraite à taux plein à 60 ans aux bénéficiaires de l'allocation des travailleurs de l'amiante (ATA), mais cette fois-ci sous la condition d'avoir validé une durée d'assurance suffisante pour bénéficier d'une pension de vieillesse au taux plein⁸.

La [Loi n° 2014-40 du 20 janvier 2014 garantissant l'avenir et la justice du système de retraites](#) crée une possibilité de retraite anticipée liée à la pénibilité des métiers. Elle découle de la possibilité pour les assurés d'utiliser une partie des points acquis dans le cadre du compte personnel de prévention à la pénibilité (rebaptisé depuis 2017 en compte professionnel de prévention) pour obtenir une majoration de durée d'assurance, qui non seulement s'ajoute à la durée validée en cours de carrière, permettant ainsi d'atteindre plus rapidement la durée requise pour le taux plein, mais permet également d'abaisser l'âge d'ouverture des droits, dans la limite de 8 trimestres. Soulignons toutefois le fait que cette majoration de durée d'assurance ne garantit pas forcément la possibilité de partir à la

⁷ Le taux de 50 % correspond à celui prévu pour l'ouverture du droit à l'allocation aux adultes handicapés (AAH). Ce critère est plus restrictif que celui permettant l'accès à la retraite pour inaptitude : par exemple, seules les pensions d'invalidité de 2^e ou 3^e catégorie sont considérées comparables au taux d'incapacité permanente de 50 %, alors que toutes les pensions d'invalidité (y compris de 1^{re} catégorie) donnent droit à la retraite pour inaptitude.

⁸ La réforme de 2010 a enfin prévu quelques dispositions permettant de continuer à obtenir automatiquement le taux plein à 65 ans, par dérogation au relèvement de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans. Ces dispositions sont liées à diverses conditions, notamment d'avoir eu ou élevé au moins 3 enfants, ou d'avoir été aidant d'une personne handicapée.

retraite au taux plein : si la durée validée reste inférieure à la durée légale requise après ajout des trimestres de majoration de durée liée à la pénibilité, la pension reste calculée avec décote.

Enfin, la [Loi n° 2023-270 du 14 avril 2023 de financement rectificative de la sécurité sociale pour 2023](#) élargit les possibilités de départ anticipé au taux plein avant l'âge minimal de droit commun afin de neutraliser, pour certains assurés, le relèvement de ce dernier de 62 à 64 ans. Elle aménage notamment le dispositif de départ anticipé pour carrière longue, modulé désormais autour de quatre bornes d'âge de début de carrière (16 ans, 18 ans, 20 ans et 21 ans), et elle maintient à 62 ans l'âge minimal de départ au taux plein pour les assurés inaptes ou ex-invalides, le dispositif d'inaptitude devenant ainsi un motif d'anticipation et plus seulement d'obtention du taux plein. La réforme des retraites de 2023 maintient également à 60 ans l'âge minimal de départ dans le cas du dispositif de retraite anticipée pour incapacité permanente au titre d'une maladie professionnelle ou d'un accident du travail.

■ PARTIR À LA RETRAITE À TAUX PLEIN DE FAÇON ANTICIPÉE : QUELLES ÉVOLUTIONS AU FIL DES GÉNÉRATIONS ?

Les réformes des retraites des années 1970 et de 1983 ont considérablement étendu les possibilités de partir à la retraite à taux plein avant 65 ans, et la réforme de 2003 a en outre permis d'abaisser l'âge d'ouverture des droits avant 60 ans pour certains assurés. Quels ont été les effets de ces réformes sur les âges de départ à la retraite ? Dans cette section, nous illustrons ces effets en décrivant l'évolution des départs anticipés au taux plein au fil des générations nées entre 1906 et 1950.

L'analyse est arrêtée à la génération née en 1950 car c'est la dernière qui soit entièrement partie à la retraite – et dont la répartition des âges d'atteinte du taux plein peut donc être décrite – dans la dernière vague de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) disponible à ce jour (annexe 1). On n'illustrera donc pas les départs au titre des nouvelles dispositions créées par les réformes de 2010 (par exemple la retraite anticipée pour incapacité permanente) et de 2014 (compte professionnel de prévention de la pénibilité). Les départs anticipés au titre de ces dispositions créées à partir de 2010 restent en pratique très peu nombreux. En 2021, d'après l'[enquête annuelle auprès des caisses de retraite](#), 3 300 personnes environ sont parties à la retraite au régime général au titre du dispositif d'incapacité permanente créé en 2010, et 700 au titre du dispositif de pénibilité créé en 2014. De même, les retraités partis en départ anticipé pour carrière longue observés dans les données sont ici ceux ayant bénéficié des modalités mises en place en 2003, permettant un départ avant 60 ans, et non ceux ayant bénéficié de l'élargissement du dispositif en 2012, pour un départ à 60 ou 61 ans.

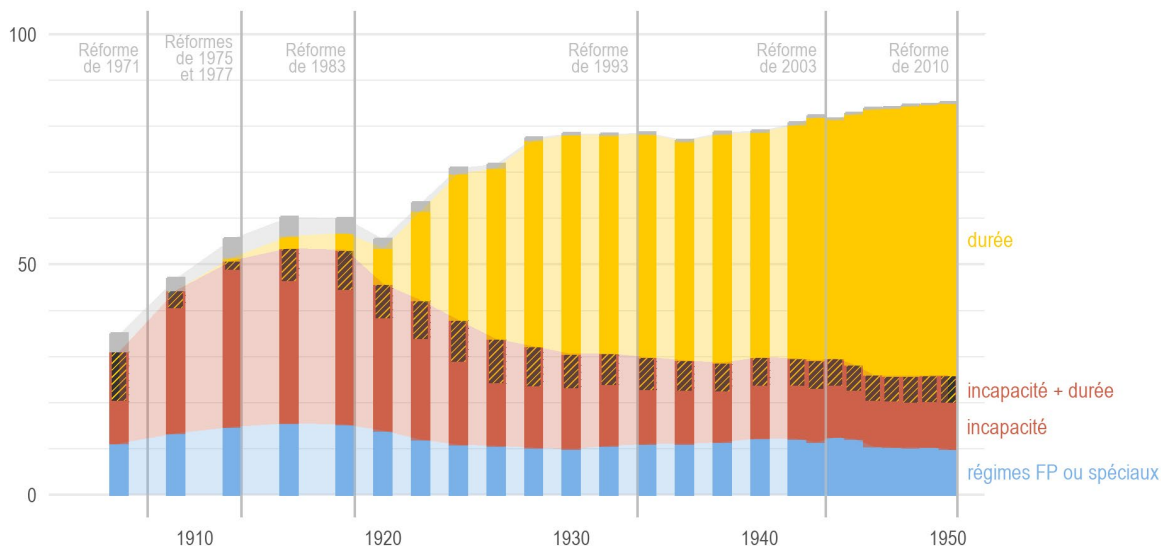
Les analyses des inégalités d'âge de départ à la retraite s'appuient habituellement sur les âges effectifs de départ. Cette approche peut cependant être trompeuse lorsqu'il s'agit d'apprécier la normativité des barèmes de retraite. Ainsi, une personne qui part à la retraite à 60 ans avec une décote de 5 années peut sembler dans une situation analogue à celle d'une personne qui part au même âge au taux plein, mais ce n'est en réalité pas le cas car la première est, en comparaison de la seconde, pénalisée par un moindre rendement de ses trimestres validés pour la retraite. Cette personne se voit en effet appliquer une minoration de sa pension en plus du calcul de celle-ci au *pro rata* de sa durée de carrière. À l'inverse, une personne qui part à la retraite à 65 ans avec 5 années de surcote peut sembler moins favorisée du fait de sa durée de retraite plus courte, mais ce désavantage est à relativiser du fait de l'application d'une majoration qui compense *grosso modo* les années de retraite perdues, en termes de cumul des prestations reçues sur l'ensemble de la durée de retraite. On retiendra donc dans toute la suite de cette étude un indicateur « d'âge d'atteinte du taux plein », qui se calcule comme l'âge effectif de départ à la retraite augmenté de la durée éventuelle de décote et diminué de la durée éventuelle de surcote. Dans les exemples précédents, la personne qui part à la retraite à 60 ans avec 5 ans de décote a ainsi un âge du taux plein égal à 65 ans, tandis que celle qui part à 65 ans avec 5 années de surcote a atteint le taux plein à 60 ans. La définition de l'âge d'atteinte du taux plein découle ici de l'idée qu'une modulation de la pension selon l'âge de départ se calcule en toute rigueur par rapport à un âge « pivot » : l'âge d'atteinte du taux plein correspond ainsi, pour chaque individu, à l'âge pivot par rapport auquel les éventuelles décote ou surcote ont été calculées, compte tenu de l'âge effectif de départ de cet individu⁹.

Parmi les personnes nées en 1906, parties à la retraite avant la loi « Boulin » de 1971, près d'une sur trois bénéficiait déjà du taux plein de retraite avant l'âge normal de 65 ans. Il s'agissait pour deux tiers d'entre elles environ d'un départ au titre de l'inaptitude au travail, ou pour le tiers restant de retraités dont le régime principal n'appliquait pas de décote (régimes de la fonction publique ou régimes spéciaux). La part de bénéficiaires du taux plein avant 65 ans a ensuite fortement augmenté parmi les générations nées au cours des années 1910, sous l'effet des réformes votées pendant les années 1970. Parmi les retraités nés en 1918, partis à la retraite juste avant la réforme de 1983, près de 6 sur 10 ont bénéficié du taux plein de façon anticipée : 4 sur 10 au titre de l'inaptitude – ce dispositif ayant été élargi par la suppression de la condition de carrière complète et par l'extension aux anciens déportés de guerre – et 1,5 sur 10 au titre des régimes spéciaux ou de la fonction publique. 5 % supplémentaires sont partis à la retraite au taux plein avant 65 ans au titre de leur carrière longue, grâce aux nouveaux dispositifs créés par les réformes de 1975 (carrières des travailleurs manuels dépassant 41 années) et de 1977 (femmes à carrières complètes). La réforme des retraites de 1983, en élargissant aux hommes la possibilité de partir au taux plein dès lors que la carrière est complète, est suivie par une hausse de 20 points de la proportion de retraités atteignant le taux plein avant 65 ans, celle-ci passant d'environ 60 % à près de 80 % de l'ensemble des retraités de droit direct. Cette proportion varie ensuite assez peu jusqu'à la génération 1950, hormis une légère hausse liée à l'amélioration des carrières féminines. Elle est d'environ 85 % parmi les retraités nés en 1950.

⁹ L'âge d'atteinte du taux plein défini ici ne doit en revanche pas être vu comme une simulation contrefactuelle, qui correspondrait à l'âge auquel l'assuré serait parti à la retraite s'il avait décidé d'attendre le moment où il peut partir au taux plein. Un tel contrefactuel dépendrait en effet également, pour les assurés ayant liquidé leur retraite avec décote, de leur capacité ou non à poursuivre leur carrière au-delà de leur âge effectif de départ.

Remarquons que la réforme de 1983 n'est pas suivie d'une hausse immédiate de la proportion de départs au taux plein avant 65 ans, mais à l'inverse par une augmentation très progressive jusqu'à la génération née en 1930. Cela s'explique d'une part par le fait que de nombreux seniors bénéficient en 1983 de la « garantie de ressources », dispositif de préretraite plus avantageux que la retraite en termes de montant, et dans lequel ses bénéficiaires préfèrent donc rester jusqu'à la fin de leurs droits plutôt que d'anticiper leur départ à la retraite ; et d'autre part par le fait que l'abaissement à 60 ans des départs au taux plein en cas de carrière complète n'est élargi au régime des exploitants agricoles – régime représentant encore, pour ces générations, une part importante des retraités – qu'à partir de 1986, et avec une pleine montée en charge en 1990 seulement.

Graphique 1 Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal avant 65 ans, au sein de chaque génération



Note > Les barres en gris représentent les cas de départ anticipé au taux plein pour lesquels la raison ne peut pas être précisément identifiée du fait d'informations manquantes dans l'EIR. La modalité *incapacité+durée* correspond aux assurés qui cumulent les deux motifs d'invalidité et de durée validée suffisante pour l'obtention du taux plein. En toute rigueur, les départs au titre de l'incapacité seule (non cumulée à une durée de carrière complète) ne sont pas possibles pour la génération née en 1906 ; le fait qu'il en apparaît ici sur le graphique pourrait traduire des erreurs dans les données de l'EIR pour cette génération très ancienne.

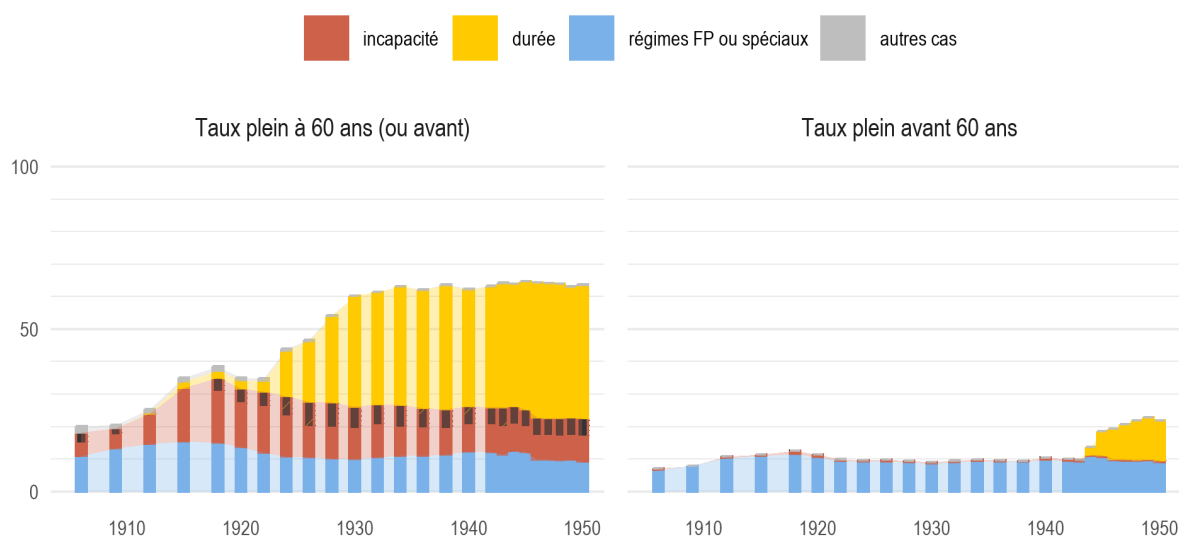
Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Les évolutions apparaissent semblables – mais pour des proportions plus faibles – si l'on considère les parts de retraités atteignant le taux plein dès 60 ans (voire avant), et pas seulement à tout âge avant 65 ans (*graphique 2*). Environ 1 retraité sur 5 atteint le taux plein à 60 ans pour la génération née en 1906. La proportion est ici plus faible que dans le graphique précédent car, si la plupart des ex-invalides partent à la retraite au taux plein dès 60 ans, la reconnaissance de l'invalidité au travail a, parmi les générations les plus anciennes, plus souvent lieu à un âge plus tardif, entre 60 et 65 ans. La proportion de taux plein dès 60 ans est d'un peu moins de 40 % juste avant la réforme de 1983, et d'un peu plus de 60 % après pleine montée en charge de celle-ci, et jusqu'à la génération 1950. Les départs anticipés au taux plein avant l'âge minimal de droit commun (c'est-à-dire avant 60 ans) sont plus rares. Jusqu'aux générations nées au début des années 1940, ils représentent environ un retraité sur dix, et concernent exclusivement les régimes spéciaux ou de fonctionnaires. Ils s'élargissent ensuite après 2003 avec la mise en place des retraites anticipées pour carrière longue, et concernent un peu plus de 20 % des retraités parmi ceux nés en 1950.

Les évolutions étant similaires que l'on observe l'atteinte du taux plein à 60 ans ou à tout âge avant 65 ans, on se concentrera par simplification, dans toute la suite de cette section, sur les seuls taux pleins atteints dès 60 ans, compte tenu de l'importance particulière que prend souvent cette borne d'âge dans le débat public français.

Graphique 2 Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal à 60 ans et avant 60 ans, au sein de chaque génération

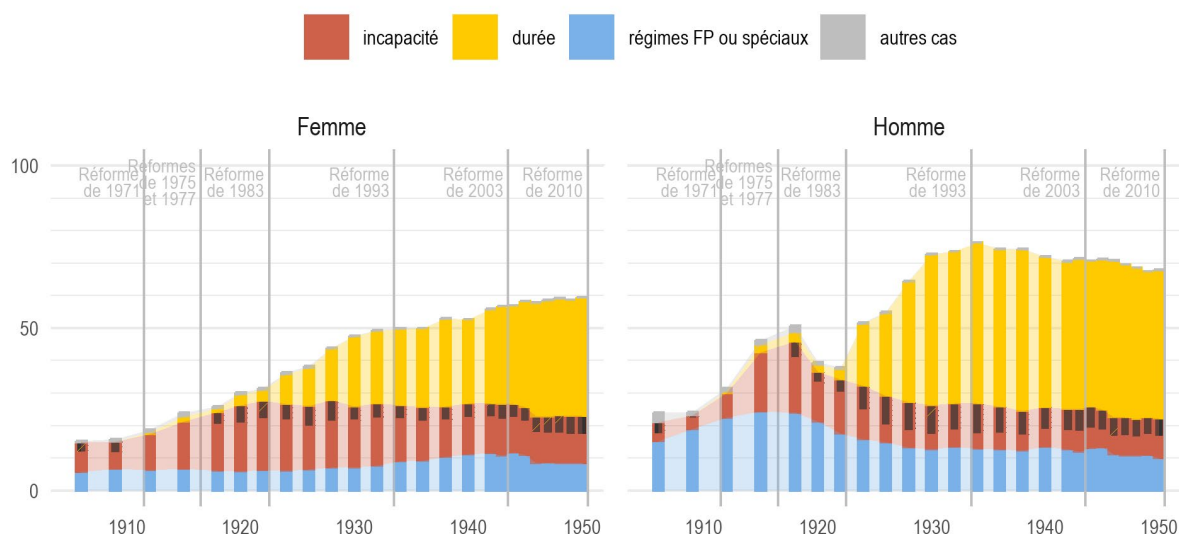


Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Quasiment quelle que soit la génération considérée, les hommes bénéficient plus souvent que les femmes du taux plein de retraite dès 60 ans. Parmi les générations les plus anciennes, l'écart est lié au fait qu'ils sont plus fréquemment retraités d'un régime spécial ou de la fonction publique ; parmi les générations plus récentes, ils bénéficient davantage de la possibilité de partir au taux plein au titre d'une carrière complète. La réforme de 1983 a, à cet égard, contribué à creuser les écarts entre les femmes et les hommes, non seulement parce que les femmes bénéficiaient en réalité déjà avant 1983 de la possibilité de partir au taux plein au titre d'une carrière complète (possibilité créée par la réforme de 1977), mais surtout du fait des carrières en moyenne plus longues et moins souvent interrompues des hommes. Alors que l'écart entre les sexes était d'environ 10 points parmi les générations les plus anciennes, il est d'environ 25 points de pourcentage juste après la pleine montée en charge des effets de la réforme de 1983, c'est-à-dire pour les générations nées au début des années 1930. Il se réduit toutefois régulièrement depuis : alors que la proportion de taux plein dès 60 ans continue d'augmenter tendanciellement parmi les femmes, du fait de l'allongement progressif de leurs carrières, il diminue régulièrement parmi les hommes à partir des générations nées au milieu des années 1930, sous l'effet notamment de l'allongement de la durée requise pour le taux plein programmé par la réforme de 1993, puis par celle de 2003.

Graphique 3 Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal à 60 ans, par sexe



Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

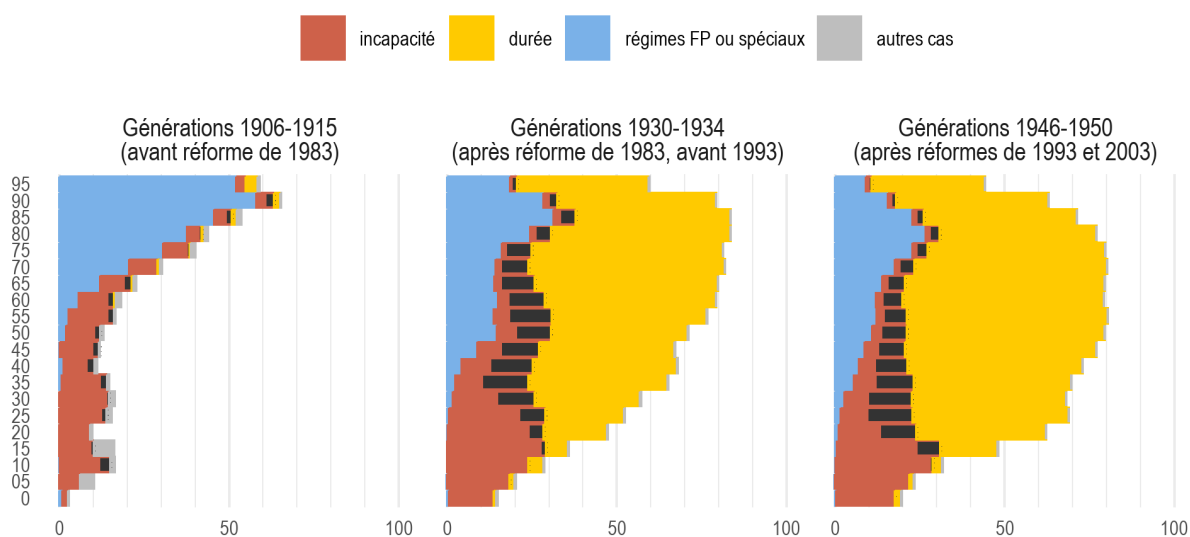
Les retraités aux pensions les plus basses bénéficient sensiblement moins souvent de la possibilité de partir à la retraite au taux plein dès 60 ans, et ce, là encore, quelle que soit la génération (*graphique 4*). Parmi celles parties à la retraite avant la réforme de 1983, les pensions les plus élevées correspondent souvent à des retraités de la fonction publique ou des régimes spéciaux ; les pensions versées par les régimes du secteur privé sont en revanche généralement d'un niveau plus bas, du fait du développement encore trop récent des régimes complémentaires pour les salariés, et du poids des régimes de non-salariés (notamment agricoles), qui versent des montants de retraite en moyenne plus faibles en conséquence de taux de cotisations plus bas. Au sein des 10 % des retraités nés entre 1906 et 1915 et dont la pension est la plus élevée, la moitié a bénéficié du taux plein dès 60 ans au titre des régimes spéciaux ou de la fonction publique, tandis qu'environ 20 % des retraités parmi la moitié ayant les pensions les plus faibles ont bénéficié du taux plein à cet âge, en règle générale au titre du dispositif d'inaptitude au travail.

Pour les générations plus récentes (nées après 1930), l'impact des régimes spéciaux et de fonctionnaires est un peu plus diffus, sous l'effet de l'amélioration des pensions des salariés du privé, avec le développement du salariat et la montée en charge des régimes complémentaires. Cette amélioration fait en effet que les régimes spéciaux ou de la fonction publique apparaissent moins concentrés dans le haut de la distribution des pensions. Les inégalités selon le niveau de pension découlent dorénavant en premier lieu des possibilités d'anticipation du taux plein liées à la durée d'assurance, dans la mesure où, par définition, le montant de pension dépend fortement de cette durée. Environ 15 % des retraités nés entre 1930 et 1934 (partis à la retraite juste après la pleine montée en charge de la réforme de 1983) et faisant partie du vingtile¹⁰ ayant les pensions les plus basses ont pu partir au taux plein dès 60 ans, grâce au dispositif d'inaptitude au travail. Cette proportion augmente ensuite continuellement en fonction du montant de retraite, pour atteindre un peu plus de 80 %, dont plus de la moitié au titre de la durée, parmi les retraités dont le montant se situe entre les 85 % et les 90 % les plus élevés. Elle diminue parmi les retraités du décile supérieur de pension, ces derniers relevant un peu moins souvent d'un régime de la fonction publique ou d'un régime spécial et ayant par ailleurs un peu moins souvent une carrière complète dès 60 ans, du fait sans doute d'études plus longues ayant entraîné une entrée un peu plus tardive sur le marché du travail. La situation est globalement similaire pour les générations nées entre 1946 et 1950, même si la proportion de retraités atteignant le taux plein dès 60 ans au titre de la durée a augmenté parmi ceux plus modestes. Cette évolution est vraisemblablement liée à l'allongement des carrières féminines, les femmes atteignant en plus grande proportion une carrière complète, même si leurs salaires, et donc leur niveau de pension, restent encore souvent relativement modestes. La proportion de personnes atteignant le taux plein dès 60 ans diminue en outre maintenant parmi les 20 % des retraités les plus aisés, de façon plus marquée que parmi les générations nées au début des années 1930. La mise en place de la décote dans les régimes de la fonction publique et spéciaux (réformes de 2003 et de 2008 respectivement) et l'allongement de la durée requise pour le taux plein (à partir de la réforme de 1993 pour les salariés du secteur privé, de 2003 dans les régimes de fonctionnaires, et de 2008 dans les régimes spéciaux) touchent en effet davantage les personnes entrées plus tard dans l'emploi. Or celles-ci sont plus nombreuses parmi les retraités les plus aisés du fait de la durée de leurs études. Il reste que, parmi les personnes nées à la fin des années 1940, un départ au taux plein dès 60 ans est plus fréquemment possible parmi les 5 % des retraités les plus aisés que parmi les 5 % à plus basse pension (environ 45 % contre un peu moins de 20 %).

¹⁰ Les vingtiles découpent la population des retraités, classée par ordre de pension croissant, en vingt groupes de taille égale. Le vingtile ayant les pensions les plus basses correspond ainsi aux 5 % de retraités dont le montant de retraite est le plus faible.

Graphique 4 Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal à 60 ans selon le niveau de pension (vingtiles)

4a. Tous retraités ayant liquidé un droit direct



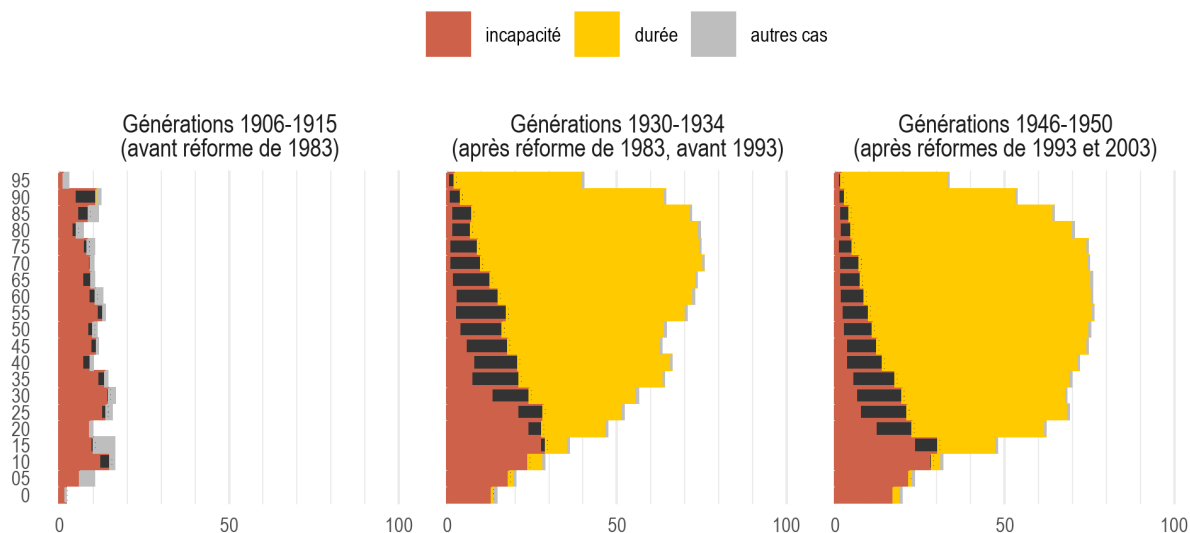
Note > Les retraités sont ordonnés par montant de pension croissant, puis regroupés en vingt groupes (vingtiles) représentant chacun 5 % de l'ensemble des retraités. Sur le graphique, ces groupes sont ordonnés de bas en haut : le groupe "0" (en bas) correspond aux 5 % des retraités ayant les plus faibles pensions et le groupe "95" (en haut) aux 5 % des retraités ayant les plus pensions les plus élevées.

Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Ces constats sont similaires sur le champ excluant les retraités ayant un régime spécial ou un régime de la fonction publique comme régime de retraite principal¹¹ (graphique 4 b).

4b. Hors fonction publique et régimes spéciaux



Note > Les retraités sont ordonnés par montant de pension croissant, puis regroupés en vingt groupes (vingtiles) représentant chacun 5 % de l'ensemble des retraités. Sur le graphique, ces groupes sont ordonnés de bas en haut : le groupe "0" (en bas) correspond aux 5 % des retraités ayant les plus faibles pensions et le groupe "95" (en haut) aux 5 % des retraités ayant les plus pensions les plus élevées.

Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

¹¹ C'est-à-dire les personnes ayant cotisé la plus grande partie de leur carrière dans ces régimes.

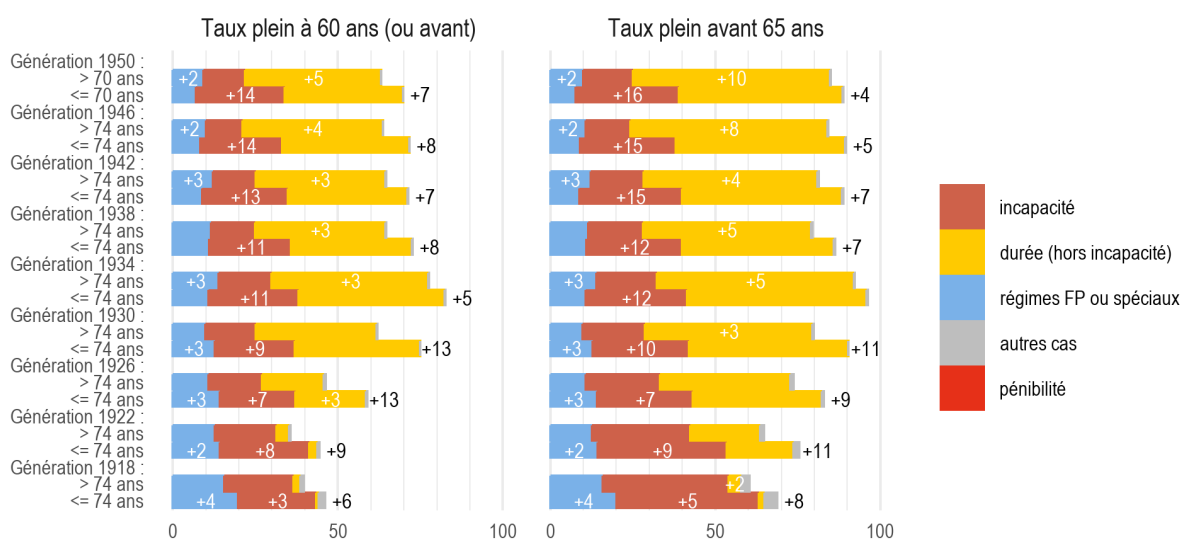
Les possibilités de départ anticipé à la retraite au taux plein permettent-elles finalement aux personnes qui décèdent les plus jeunes de partir à la retraite plus tôt ? Pour les générations les plus anciennes, on dispose maintenant d'un recul temporel suffisant pour observer les âges de décès et leur corrélation avec l'âge d'atteinte du taux plein. Pour les générations ayant atteint 66 ans à chaque vague quadriennale de l'EIR, on distingue donc les parts de retraités ayant atteint le taux plein à 60 ans selon qu'on considère les personnes décédées le plus tôt (avant 74 ans) ou plus tardivement (à partir de 74 ans)¹².

Les retraités décédés le plus tôt (parmi ceux encore en vie à 66 ans¹³) ont, quelle que soit la génération, bénéficié en plus grande proportion que ceux qui décèdent plus tardivement d'une possibilité de partir au taux plein dès 60 ans (graphique 5). L'écart est toutefois d'ampleur modérée : il est au plus de 13 points de pourcentage, pour la génération née en 1930, de 7 points pour la génération née en 1950 et de 6 pour celle née en 1906.

C'est avant tout le dispositif d'inaptitude au travail qui explique l'obtention plus fréquente du taux plein dès 60 ans parmi les retraités qui décèdent le plus tôt. La proportion des retraités qui en ont bénéficié est, parmi les générations les plus récentes, de 14 points de % plus élevée parmi ceux-ci que parmi ceux qui décèdent plus tardivement. L'écart était moins marqué parmi les générations plus anciennes, sans doute parce qu'une partie des bénéficiaires étaient automatiquement reconnues inaptes en tant qu'anciens déportés, caractéristique *a priori* moins corrélée à l'état de santé que le fait d'être invalide ou reconnu inapte par un médecin. Les départs anticipés au taux plein au titre du régime (fonction publique ou régimes spéciaux) jouent de façon plus marginale, et d'une façon qui a changé au cours du temps. Les retraités qui relèvent de ces régimes sont plus nombreux parmi ceux qui décèdent le plus tôt au sein des générations anciennes, alors que c'est le contraire parmi les plus récentes.

Graphique 5 Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal avant 65 ans

5a. Selon l'âge au moment du décès, tous sexes confondus



Lecture > Parmi les retraités nés en 1950, la part de personnes ayant atteint le taux plein à 60 ans (ou avant) est de 7 points de % plus élevée parmi ceux décédés à 70 ans ou avant que parmi ceux décédés après 70 ans. La part de ceux ayant atteint le taux plein à 60 ans au titre de l'inaptitude est notamment plus élevée de 14 points de % parmi ceux décédés tôt. À l'inverse, la part de retraités ayant atteint le taux plein à 60 ans ou avant au titre d'un régime spécial ou de fonctionnaire est de 2 points plus élevée parmi les retraités décédés après 70 ans.

Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France, encore en vie à 66 ans (ou 67 pour les générations 1926 et 1930, et 70 ans pour la génération née en 1918, du fait des restrictions liées à la constitution de l'EIR).

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

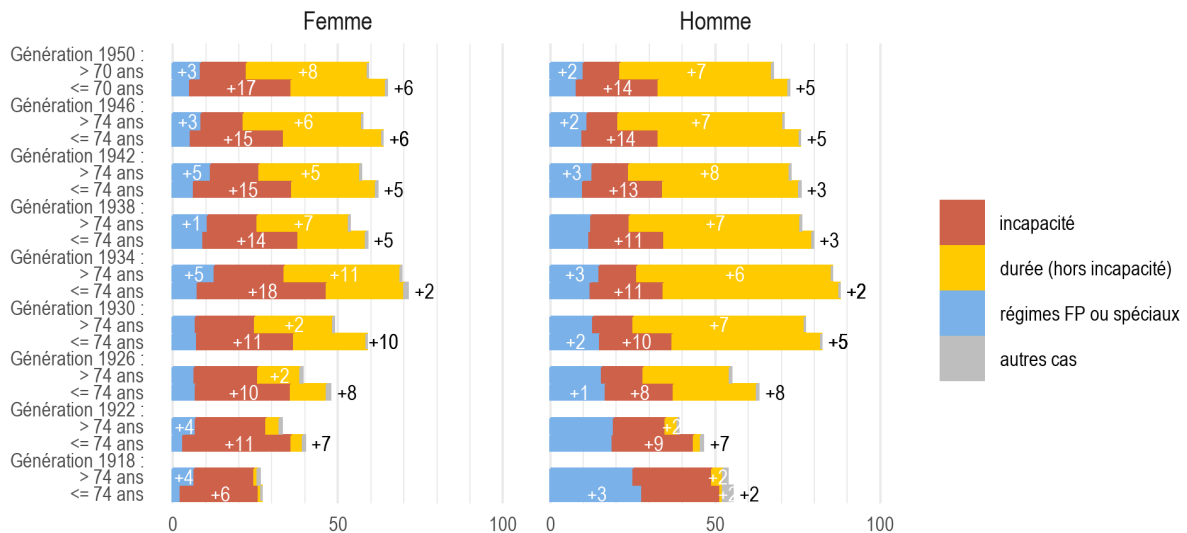
L'écart a également évolué au fil des générations pour ce qui concerne le taux plein au titre de la durée. Les retraités décédés tôt atteignaient globalement dans les mêmes proportions, voire étaient un peu plus nombreux à atteindre le taux plein à 60 ans au titre d'une carrière complète parmi les générations nées avant 1930. Cependant, ce constat sur les générations anciennes tient en partie à un effet de composition par sexe – les hommes ayant à la fois une durée de vie en moyenne plus courte et une probabilité plus grande de valider une carrière complète. Si l'on

¹² L'âge de 74 ans a été retenu arbitrairement comme limite pour séparer les retraités selon leur âge au décès car il correspond à peu près à l'âge médian de la période de vie passée en retraite. Pour la génération née en 1950, pour laquelle on ne dispose d'une observation des décès que jusqu'à 2021, on retient l'âge de 70 ans comme seuil.

¹³ L'âge de 66 ans est retenu ici car c'est l'âge le plus jeune auquel une génération peut être considérée comme quasi entièrement partie à la retraite. Le plan de sondage de l'EIR ne permet pas de mener le même exercice pour tous les retraités, y compris ceux décédés avant 66 ans car, du fait de son pas quadriennal, l'échantillon ne repère pas tous ces retraités.

distingue par sexe, la proportion de retraités ayant atteint le taux plein à 60 ans au titre de la durée est globalement la même quel que soit l'âge au décès parmi les femmes et est un peu plus élevée (de 2 points de %) pour ceux qui décèdent le plus tard parmi les hommes (*graphique 5b*). Ce dernier cas se généralise et s'accroît parmi les générations nées après 1930 : les retraités décédés tôt atteignent alors nettement moins fréquemment le taux plein à 60 ans que ceux décédés plus tardivement. Rappelons que les départs au taux plein au titre de la durée avant 1983 relevaient notamment du dispositif de carrière longue mis en place en 1975 ; ils nécessitaient une durée de carrière plus longue que celle requise pour une carrière complète (41 à 43 ans selon l'année de départ à la retraite) et ne concernaient en outre que les assurés ayant exercé des métiers manuels, jugés plus usants. Pour les générations nées après 1930, parmi les femmes comme parmi les hommes, les retraités décédant le plus tardivement ont davantage bénéficié du taux plein dès 60 ans au titre de la durée, pour 5 à 11 points de % supplémentaires selon le sexe et la génération.

5b. Selon l'âge au moment du décès, par sexe



Lecture > Parmi les femmes nées en 1950, la part de personnes ayant atteint le taux plein à 60 ans (ou avant) est de 6 points de % plus élevée parmi celles décédées à 70 ans ou avant que parmi celles décédées après 70 ans. La part de celles ayant atteint le taux plein à 60 ans au titre de l'inaptitude est notamment plus élevée de 17 points de % parmi celles décédées tôt.

Champ > Retraités ayant liquidé un droit direct, résidant en France, encore en vie à 66 ans (ou 67 pour les générations 1926 et 1930, et 70 ans pour la génération née en 1918, du fait des restrictions liées à la constitution de l'EIR).

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

■ MODULER L'ATTEINTE DU TAUX PLEIN SELON LA DURÉE D'ASSURANCE PERMET-IL DE CORRIGER LES INÉGALITÉS D'ESPÉRANCE DE VIE ?

Si les retraités qui décèdent le plus tôt semblent bénéficier un peu plus souvent d'une possibilité de partir à la retraite au taux plein dès 60 ans, le barème du taux de retraite contribue-t-il, de façon globale, à réduire les inégalités de durée espérée de retraite ? Dans les graphiques de la section précédente, la proportion de taux plein à 60 ans parmi les retraités qui décèdent tôt apparaît certes plus élevée, mais cela tient surtout à la part nettement plus haute de retraités concernés par l'inaptitude au travail : cette proportion plus élevée n'est pas vérifiée parmi les retraités qui décèdent jeunes mais ne sont pas concernés par l'inaptitude. De toute façon, les résultats présentés en fin de section précédente ne permettent pas de répondre complètement à la question posée. Il ne suffit pas, en effet, qu'il y ait un lien *qualitatif* entre âge du décès et probabilité de bénéficier d'un départ anticipé : il faut en outre que ce lien soit de nature *quantitative*, c'est-à-dire que l'anticipation du taux plein soit proportionnée au nombre d'années de vie en moins.

Pour répondre à cette question, on reprend donc dans cette section l'approche développée dans Aubert (2015). En octroyant le taux plein à des âges différents en fonction des caractéristiques des assurés, le système de retraite réalise implicitement des redistributions entre ces derniers, puisqu'une anticipation du taux plein revient formellement à une augmentation du rendement de la retraite à l'âge de départ donné. Ces redistributions ne peuvent être considérées comme correctrices des inégalités de mortalité que si elles permettent de neutraliser les différences d'écart contributif entre les assurés (c'est-à-dire d'écart entre les contributions versées pendant toute la période de carrière et les prestations reçues pendant toute la durée de retraite), en contrebalançant par le biais d'une anticipation du taux plein le désavantage mécanique subi par les assurés dont l'espérance de vie est moindre. En d'autres termes, le barème qui détermine l'âge d'obtention du taux plein en fonction des caractéristiques des assurés est, de façon implicite, cohérent avec un profil d'espérances de vie différenciées en fonction de ces caractéristiques, s'il permet que le bilan contributif en cas de départ au taux plein et compte tenu de ces espérances de vie soit le même pour tous les assurés. Pour apprécier la pertinence du barème de taux plein au regard de son objectif de correction des écarts d'espérance de vie, il faut donc confronter les écarts théoriques cohérents avec ce barème et les écarts qui sont observés empiriquement aux divers âges d'atteinte du taux plein.

La situation est en réalité plus complexe que cela, car le système de retraite français ne prend pas pour référence l'égalisation entre tous les assurés de l'écart actuariel entre les contributions versées et les pensions reçues. Il vise aussi à corriger bien d'autres inégalités, et donc à réaliser d'autres redistributions que celles liées à l'espérance de vie : entre les personnes qui ont connu des accidents de carrière et celles qui ont été préservées du chômage ou de la maladie, entre les femmes et les hommes, entre les familles nombreuses et celles qui ont eu moins ou pas d'enfants, etc. Les écarts d'espérance de vie théoriques à considérer pour juger le barème du taux plein selon les caractéristiques des assurés ne sont donc pas ceux qui égaliseraient exactement les différences entre cotisations et prestations, car cela reviendrait alors à gommer ces autres redistributions (qui tiennent à des caractéristiques pouvant elles-mêmes être corrélées à des espérances de vie différentes), alors que celles-ci sont explicitement visées et assumées en tant qu'objectifs du système de retraite.

Dans cette section, on tirera donc parti du fait que la formule de calcul des pensions dans les régimes de retraite de base prend la forme du produit de trois facteurs indépendants (taux de retraite, coefficient de proratisation¹⁴, et salaire de référence) pour essayer de « décomposer » les canaux par lesquels les divers objectifs de redistribution sont mis en œuvre. On fait l'hypothèse, plus précisément, que ce calcul comme produit de trois facteurs distincts traduit une intention du législateur de séparer complètement la prise en compte de la durée de contribution au système (coefficient de proratisation), du niveau des revenus d'activité (salaire de référence) et de la durée espérée de perception de la pension (taux de retraite). On suppose par conséquent aussi que la compensation des divers accidents de la vie dans le système de retraite, et donc les redistributions réalisées par ce système (pour chaque type d'accident : entre les assurés qui n'ont pas connu et ceux qui en ont connu), s'expriment elles aussi de façon séparée, par une correction directe du facteur associé à la dimension affectée par cet accident, et non indirectement sur les autres facteurs. Par exemple, on suppose que la compensation des périodes de non-emploi involontaire (et donc la redistribution entre les personnes qui ont pu rester en emploi tout au long de leur carrière et celles qui ont connu des périodes de non-emploi) est visée entièrement par les modalités de calcul du coefficient de proratisation, et pas de façon indirecte par le biais d'un calcul plus avantageux du salaire de référence ou du taux de pension. Selon cette hypothèse, on peut donc supposer que la redistribution selon les écarts éventuels de mortalité n'est visée que *via* le taux de retraite, puisque c'est ce taux qui, historiquement, a pour but de tenir compte le plus directement de la durée espérée de retraite, par sa modulation en fonction de l'âge de départ. En d'autres termes, on fait l'hypothèse que le système ne cherche à corriger ces écarts qu'à valeur donnée du salaire de référence et du coefficient de proratisation. Dans ces conditions, les écarts d'espérances de vie implicitement cohérents avec le barème du taux plein correspondent à l'exact opposé des écarts d'âge d'obtention du taux plein. Il suffit donc de

¹⁴ Le coefficient de proratisation exprime le *pro rata* entre la durée de carrière effective et la durée légale définie comme celle d'une carrière complète. Ce coefficient est borné à 100 %.

calculer l'espérance de vie restante au moment de l'obtention du taux plein : si celle-ci est la même quel que soit l'âge de cette obtention, c'est que les barèmes différenciant cet âge selon les caractéristiques des assurés corrigent bien les écarts de mortalité.

Remarquons qu'on laisse ici de côté la question, fondamentale, du bien-fondé même d'une correction par le système de retraite des disparités d'espérance de vie. Si ces disparités ont été explicitement citées pour justifier certaines évolutions du barème du taux plein (voir la première section), le principe général de mutualisation du risque de viager reste la référence, et sert toujours à justifier la non-prise en compte d'autres écarts d'espérance de vie, notamment ceux observés entre les femmes et les hommes. Il reste donc une ambiguïté de fond, de nature philosophique, qu'on ne cherchera pas à discuter ici.

Une espérance de vie plus faible pour les assurés ayant commencé à travailler le plus tôt

Les débats lors des réformes des retraites s'appuient souvent sur une vision simplifiée des carrières, dans laquelle les assurés commencent à travailler à la fin de leur étude, puis poursuivent leur carrière de façon continue jusqu'à atteindre les âges de fin d'activité, et partent enfin à la retraite dès lors lorsqu'ils ont atteint la possibilité de liquider leurs droits à taux plein. Selon cette vision, l'âge de départ à la retraite est, à législation donnée, essentiellement déterminé par l'âge de début de carrière, ce qui explique l'importance particulière donnée à cette caractéristique dans les débats.

Sur la période de 2012 à 2021, d'après les données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) [voir l'annexe 2 pour la méthodologie d'estimation des espérances de vie par catégorie], les personnes ayant commencé à cotiser pour leur retraite à 16 ans ou avant pour les femmes, ou à 17 ans ou avant pour les hommes, ont une espérance de vie inférieure à la moyenne, tandis que celles ayant cotisé leur premier trimestre de retraite après ces âges ont une espérance de vie plus élevée que la moyenne. L'espérance de vie à 60 ans croît de façon quasiment linéaire en fonction de l'âge de début de carrière jusqu'à 18 ans pour les femmes et jusqu'à 20 ans pour les hommes, puis reste à peu près constante après ces âges. Elle est cependant un peu plus faible, par rapport aux personnes du même sexe¹⁵, pour les assurés qui ont cotisé leur premier trimestre de retraite après 25 ans : cette catégorie ressemble des personnes qui ont eu de fortes difficultés d'insertion sur le marché du travail, mais aussi des personnes immigrées, arrivées en France plus âgées.

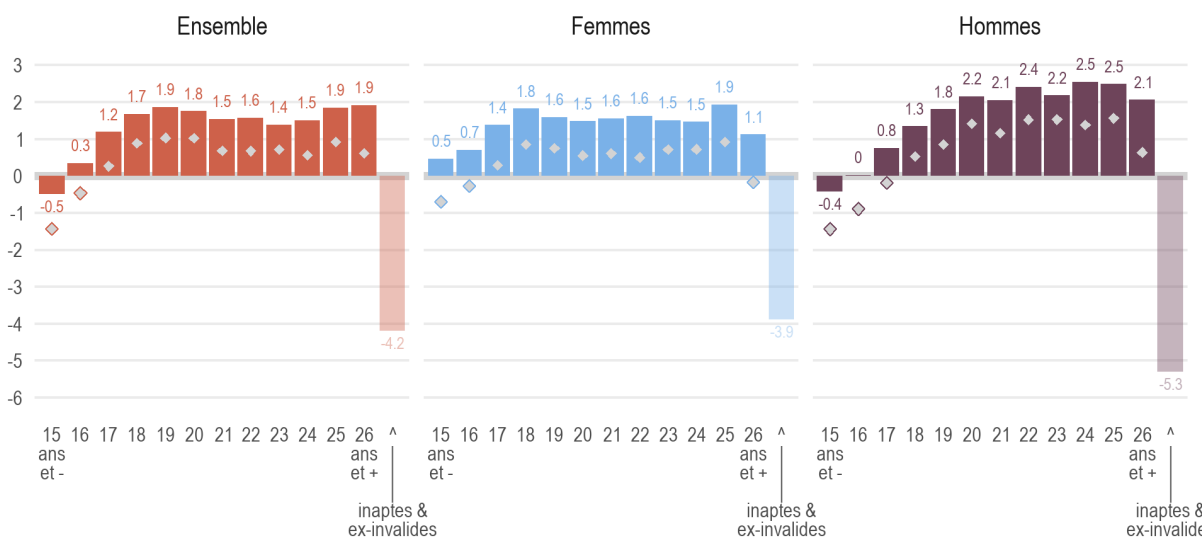
Du point de vue des barèmes de retraite, les écarts d'espérance de vie selon l'âge de début de carrière n'importent toutefois que pour les personnes qui ne sont pas reconnues inaptes au moment du départ à la retraite, car ces dernières se voient octroyer le taux plein dès l'âge minimal légal, indépendamment de leur durée de carrière. Sur le champ des assurés non-inaptes, seuls les hommes ayant commencé leur carrière à 15 ans ou avant ont une espérance de vie moindre que l'espérance de vie moyenne de leur génération, de 0,4 an, soit 5 mois environ. Les femmes ayant commencé à cotiser entre 18 et 25 ans ont une espérance de vie d'environ une année et demie plus élevée que la moyenne des femmes, tandis que les hommes ayant commencé leur carrière après 19 ans et avant 26 ans ont une durée de vie espérée de 2 à 2,5 ans plus haute que la moyenne des hommes. Les écarts d'espérance de vie selon l'âge de début de carrière apparaissent moins dispersés que les âges d'atteinte du taux plein pour la retraite : ils sont au plus de 3 ans parmi les assurés non-inaptes (entre les hommes ayant commencé leur carrière à 15 ans ou avant et ceux ayant commencé à 24 ans) alors que les départs au taux plein s'étalent dans une fourchette de 5 années jusqu'en 2003 (de 60 à 65 ans), et de 9 années après 2003, avec la mise en place des retraites anticipées pour carrière longue.

Comme cela avait déjà été montré dans les études précédentes (Aquereburu et Goujon [2012], Goujon [2019], Buisson et Senghor [2016], Soulat [2017]), les retraités reconnus inaptes, parmi lesquels ceux qui étaient en invalidité avant la retraite, ont en revanche une espérance de vie nettement inférieure à la moyenne, de 4 ans pour les femmes et de plus de 5 ans pour les hommes. Remarquons que cet écart correspond à peu près à l'anticipation du taux plein définie pour cette catégorie au moment de la mise en place du système de retraite en 1945 – les assurés reconnus inaptes bénéficiant à 60 ans du taux de pension normalement octroyé à 65 ans, c'est-à-dire 5 ans plus tard.

¹⁵ Les écarts calculés sur l'ensemble femmes et hommes confondus ne se situent pas à des niveaux intermédiaires entre les écarts calculés au sein de chaque sexe pris séparément, car les proportions d'hommes et de femmes varient significativement selon l'âge de début de carrière.

Graphique 6 Écart d'espérance de vie à 60 ans par rapport à la moyenne de la génération

6a. Selon l'âge de début de carrière



Note > Les estimations par âge de début de carrière sont calculées sur le champ des retraités hors inaptes et ex-invalides, l'espérance de vie de ces derniers étant estimée à part. Les losanges gris indiquent l'espérance de vie par âge de début de carrière en réintégrant les inaptes et ex-invalides dans chaque catégorie d'âge. L'âge de début de carrière est défini comme l'âge à la première validation d'un trimestre de retraite au titre d'une période d'emploi. On suppose que les générations nées entre 1946 et 1950 ont, pendant toute leur période de retraite, les écarts de mortalité selon l'âge de début de carrière qui sont observés entre 2012 et 2021.

Champ > Retraités de droit direct résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

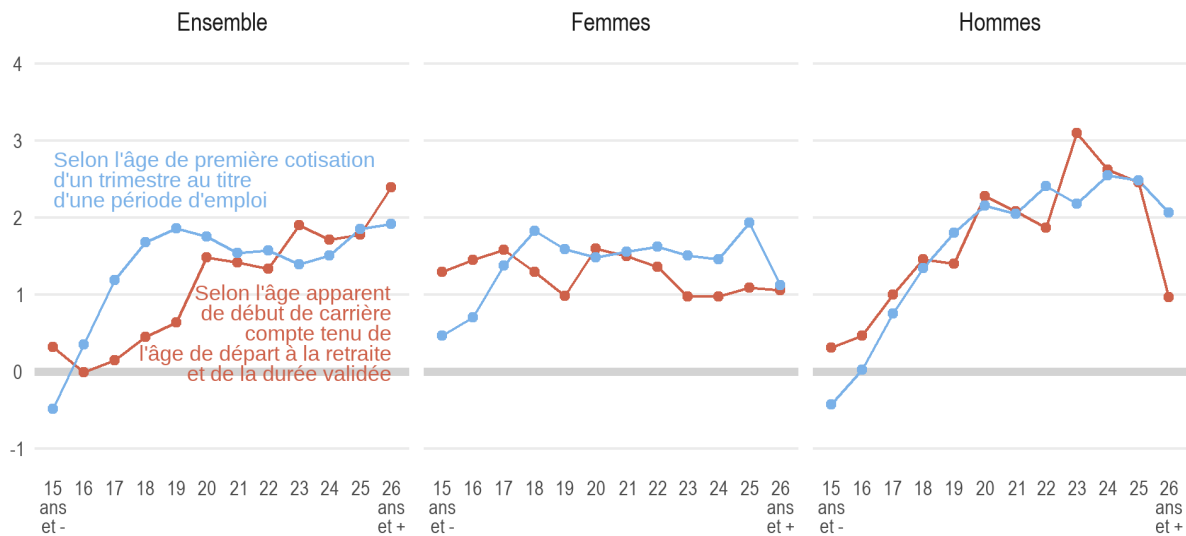
L'âge de début de carrière ne détermine cependant l'âge d'obtention du taux plein, à durée légale donnée, que sous l'hypothèse d'une validation de trimestres pour la retraite continue entre le début et la fin de carrière. Or, si le système de retraite prévoit des validations de trimestres au titre du chômage, de la maladie ou de l'invalidité, il reste que certaines périodes de non-emploi involontaire ne permettent pas de valider des trimestres. Une partie des assurés ne vérifie donc pas l'hypothèse de carrière continue. À l'inverse, des majorations de durée d'assurance, dont celles octroyées aux mères, s'ajoutent aux trimestres validés en cours de carrière, et permettent ainsi de valider des durées pour la retraite supérieures aux durées calendaires entre le début et la fin de carrière.

On peut ainsi définir un âge « apparent » de début de carrière, davantage cohérent avec la durée validée en cours de carrière. Il est calculé ici par différence entre l'âge effectif de départ à la retraite et le nombre total de trimestres validés pour la retraite (y compris majorations de durée d'assurance et y compris les trimestres au-delà de la durée légale d'une carrière complète). Une personne qui aura effectivement commencé à travailler très jeune, mais aura ensuite connu de nombreux trous de carrière, pourra ainsi avoir un âge apparent de début de carrière tardif, tandis qu'une mère qui a validé son premier trimestre de retraite relativement tard mais qui a bénéficié de majorations de durée au titre de ses enfants aura un âge apparent de début de carrière très jeune. L'âge apparent ainsi défini est fictif et peut s'avérer peu représentatif du début de carrière réel, mais il est davantage représentatif du début de carrière tel que « vu » par le système de retraite.

Parmi les hommes, les écarts d'espérance de vie sont assez similaires quelle que soit la définition retenue de l'âge de début de carrière (*graphique 6b*), à deux différences près. Si les personnes ayant commencé leur carrière très tôt ont toujours une espérance de vie un peu plus courte que celles ayant un début de carrière un peu plus tardif, les écarts apparaissent resserrés d'après l'âge apparent de début de carrière. Les hommes qui ont commencé à travailler à 16 ans ou avant mais dont l'état de santé est le plus fragile ont en effet vraisemblablement davantage connu d'interruptions de carrière, d'où un âge apparent de début de carrière plus élevé. Par ailleurs, l'espérance de vie des hommes dont le début de carrière a eu lieu après 25 ans apparaît plus basse lorsqu'on considère l'âge apparent plutôt que l'âge effectif de début de carrière. Dans le premier cas, cette catégorie inclut aussi tous les assurés ayant eu des interruptions de carrière nombreuses ou longues, qui, pour une partie d'entre eux au moins, pourraient s'expliquer par une santé dégradée sans pour autant qu'ils soient éligibles à un départ au taux plein plus précoce au titre d'une reconnaissance d'invalidité ou d'inaptitude.

Les différences selon la définition de l'indicateur sont plus marquées parmi les femmes, du fait de l'impact des majorations de durée d'assurance pour enfant. En particulier, les femmes ayant « en apparence » commencé leur carrière le plus tôt ont une espérance de vie semblable à celles qui ont commencé plus tard, contrairement à ce qui ressort lorsqu'on considère l'âge effectif de la première validation d'un trimestre au titre d'une période d'emploi.

6b. Selon deux définitions de l'âge de début de carrière



Champ > Retraités de droit direct, hors inaptes et ex-invalides, résidant en France et nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

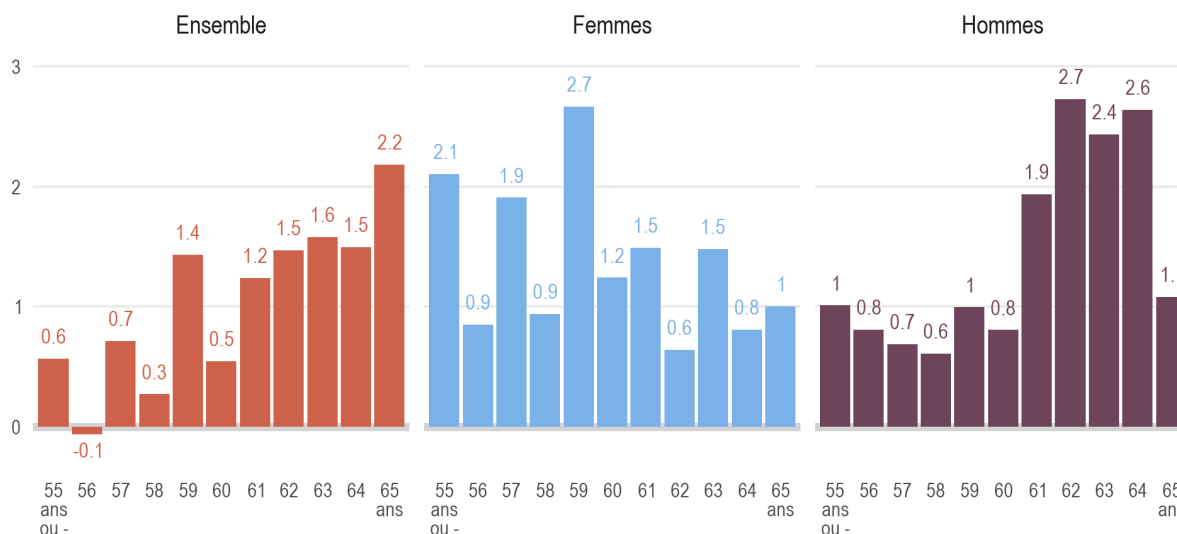
Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

Une corrélation plus incertaine entre l'espérance de vie et l'âge d'atteinte du taux plein

L'âge apparent du début de carrière présenté dans la sous-section précédente reste un indicateur imparfait de l'âge d'atteinte du taux plein, car il ne tient pas compte de l'interaction avec les bornes d'âge (âge minimal d'ouverture des droits – dit « âge légal » – et âge d'annulation de la décote). On représente donc directement, dans le graphique 7, les espérances de vie, en écart à la moyenne, selon cet âge d'atteinte du taux plein, tel que défini et décrit dans la section précédente. On se restreint ici au champ des retraités non-inaptes, l'espérance de vie des retraités inaptes étant disponible dans le graphique 6.

Aucun lien clair n'apparaît entre espérance de vie à 60 ans et âge d'atteinte du taux plein. En outre, comme pour ce qui concernait les disparités selon l'âge de début de carrière, les écarts apparaissent nettement plus resserrés (de l'ordre de 2 à 2,5 ans d'écart au maximum) que les âges d'atteinte du taux plein eux-mêmes. Parmi les hommes, les retraités qui atteignent le taux plein entre 61 et 64 ans ont certes une espérance de vie plus élevée que les retraités non-inaptes qui atteignent le taux plein à 60 ans (entre +1,9 et +2,6 ans par rapport à la moyenne de la génération, contre +0,8 an), mais les retraités qui ne peuvent partir au taux plein qu'à l'âge d'annulation de la décote, c'est-à-dire à 65 ans, ont quasiment la même espérance de vie que ceux qui ont le taux plein dès l'âge minimal (+1,1 an par rapport à la moyenne de la génération, y compris retraités inaptes). Les hommes partis à la retraite de façon anticipée, c'est-à-dire avant 60 ans, ont une espérance de vie analogue à ceux ayant le taux plein à 60 ans. Parmi les femmes, le lien entre espérance de vie et âge d'atteinte du taux plein apparaît encore moins marqué. Celles qui peuvent partir à la retraite au taux plein dès 60 ans ont une espérance de vie plus élevée que certaines catégories obtenant le taux plein plus tardivement, et les espérances de vie à 60 ans les plus hautes correspondent à des catégories de départ en retraite anticipée.

Graphique 7 Écart d'espérance de vie à 60 ans par rapport à la moyenne de la génération, selon l'âge d'atteinte du taux plein



Champ > Retraités de droit direct, hors inaptes et ex-invalides, résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

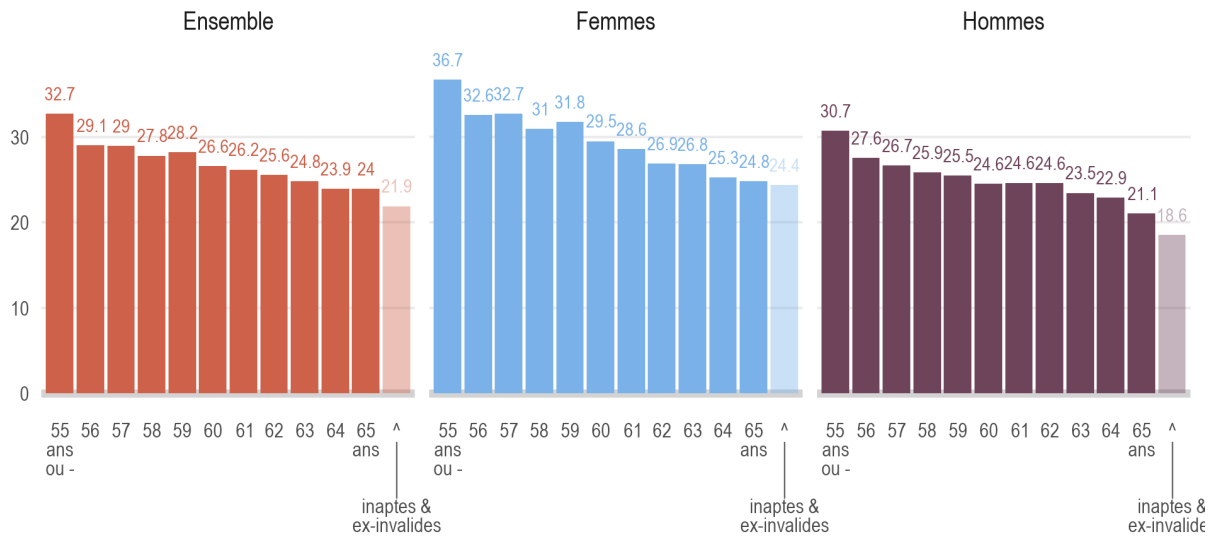
Une obtention du taux plein à un âge plus jeune ne semble ainsi pas distinctement associée à une moindre espérance de vie. En conséquence, le barème du taux plein dans les règles de retraite ne permet pas de contrebalancer les différences sociales de mortalité.

Estimés sur la période 2012-2021, les écarts d'âge d'obtention du taux plein ne correspondent réellement aux écarts d'espérance de vie à 60 ans que parmi les hommes atteignant le taux plein entre 60 et 62 ans. Au sein de cette fenêtre étroite, l'espérance de vie à l'âge d'obtention du taux plein apparaît bien la même quel que soit cet âge : entre 24,5 et 24,6 années (*graphique 8*). Pour le reste, l'anticipation du taux plein permise par les règles de retraite est toujours de plus grande ampleur que les disparités effectives d'espérance de vie, si bien que la durée espérée de retraite¹⁶ en partant au taux plein décroît, en règle générale, selon l'âge auquel les assurés peuvent partir au taux plein. Les personnes inaptes (dont celles ex-invalides) constituent la seule exception ; ils bénéficient du taux plein dès 60 ans, mais leur durée espérée de retraite est la plus faible de toutes les catégories en raison de leur espérance de vie plus courte. Parmi les retraités non-inaptes, ce sont ceux dont l'atteinte du taux plein est restée à 65 ans, c'est-à-dire ceux dont la carrière est incomplète, qui ont la durée de retraite en moyenne la plus courte. En comparaison des retraités non-inaptes qui peuvent partir au taux plein dès 60 ans, cette durée espérée est de 3,5 ans plus courte pour les hommes et de 4,7 ans plus courte pour les femmes.

¹⁶ Le graphique 8 représente l'espérance de vie calculée à l'âge moyen d'atteinte du taux plein de chaque catégorie. Elle ne tient donc pas compte de la probabilité de décéder avant d'atteindre le taux plein. Tenir compte de cette probabilité diminuerait la durée de retraite d'autant plus que le taux plein est atteint tardivement, et conduirait donc à des écarts encore plus marqués que ceux qui apparaissent sur le graphique 8.

Graphique 8 Espérances de vie à l'âge d'atteinte du taux plein

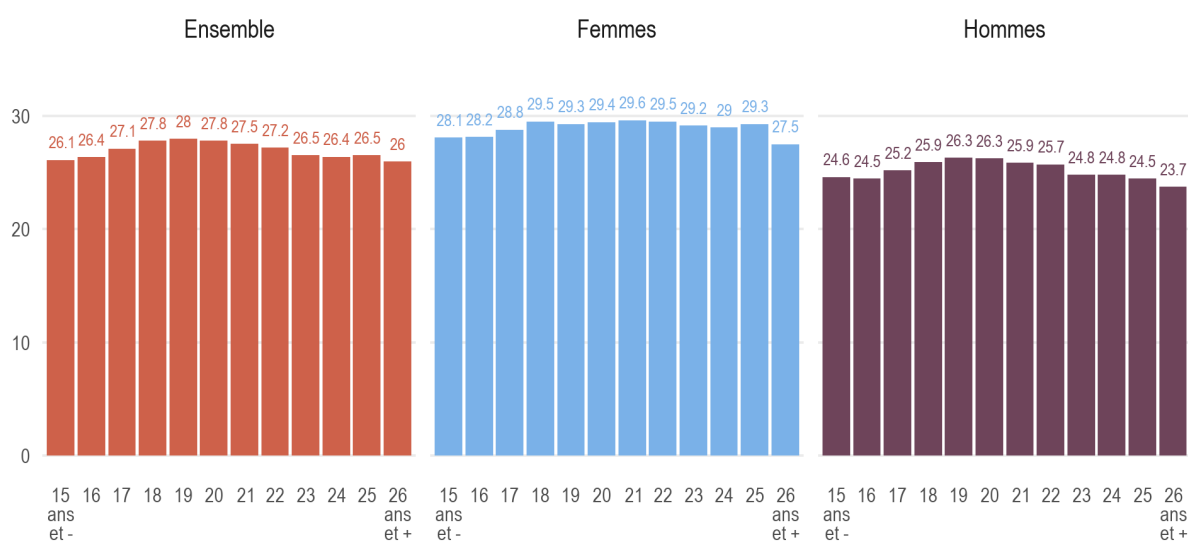
8a. Selon l'âge d'atteinte du taux plein



Champ > Retraités de droit direct résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.
Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Les inégalités de durée espérée de retraite sont de moins grande ampleur selon l'âge de début de carrière (au sens de l'âge de première validation d'un trimestre de retraite pour une période d'emploi), mais l'adéquation imparfaite entre barème du taux plein et espérances de vie effectives implique des écarts allant jusqu'à 2 ans et demi. La durée espérée de retraite est, parmi les hommes, la plus élevée pour ceux qui ont commencé à travailler à 19 et 20 ans (26,3 années pour les générations nées entre 1946 et 1950). Elle est un peu plus courte à la fois pour les personnes ayant commencé à travailler tôt (24,6 ans pour les hommes ayant validé leur premier trimestre de retraite à 15 ans ou avant, et 24,5 ans pour ceux ayant commencé à travailler plus tard (24,8 ans pour les hommes ayant commencé à cotiser à 23 et 24 ans, et 24,5 ans pour ceux ayant commencé à 25 ans). La durée espérée de retraite est la plus courte pour les hommes ayant cotisé leur premier trimestre de retraite après 25 ans (23,7 années espérées de retraite). Parmi les femmes, ces durées sont moins dispersées, mais elles sont toujours les plus élevées pour les âges de début de carrière intermédiaires (entre 29 et 29,5 ans de retraite pour un début de carrière entre 18 et 25 ans), et un peu moins hautes pour les femmes ayant commencé à travailler tôt (28,1 ans) et pour celles ayant commencé à cotiser après 25 ans (27,5 ans).

8b. Selon l'âge de début de carrière



Champ > Retraités de droit direct résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021. Hors retraités inaptes ou ex-invalides.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Un diagnostic confirmé selon d'autres indicateurs d'équité en matière de durée de retraite

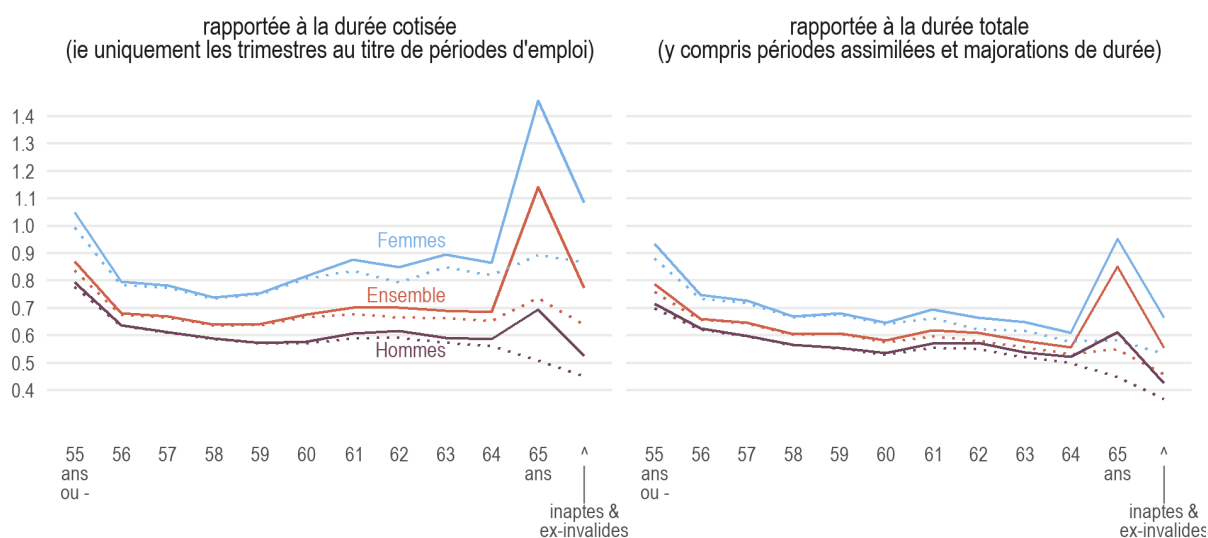
Comme on l'a signalé en introduction de cette partie, l'équité entre les durées de retraite des différents assurés est une notion complexe, et le choix du ou des indicateurs les plus pertinents pour l'apprécier peut donc être discuté. Le diagnostic établi dans la sous-partie précédente sur les inéquités de durée de retraite selon l'âge d'atteinte du taux plein reste toutefois vérifié si l'on retient d'autres indicateurs parmi ceux qui sont habituellement regardés.

D'avantage que la durée de retraite proprement dite, c'est par exemple le rapport entre cette durée et la durée de carrière qui est mis en avant, depuis la réforme de 2003 notamment, pour apprécier l'équité en matière de durée de retraite. Celui-ci constitue une approche de l'équilibre entre les contributions et les bénéfices tirés du système de retraite par chaque assuré, qui serait réduite à ces seuls aspects « physiques », c'est-à-dire sur les seuls aspects de durée en dehors de toute dimension monétaire (montant des cotisations et montant des prestations).

Se référer à cet indicateur d'équité ne change pas la conclusion sur l'avantage donné par le système de retraite aux personnes à qui la possibilité de partir au taux plein est donnée plus tôt. Rapportée à la durée d'assurance totale, c'est-à-dire à l'ensemble des trimestres validés pour la retraite y compris ceux dits assimilés (trimestres de chômage, de maladie, etc.) et y compris les majorations de durée d'assurance pour enfants, la durée de retraite au taux plein relative reste d'autant plus élevée que les assurés peuvent partir au taux plein jeunes (*graphique 9*).

Les retraités atteignant le taux plein à l'âge d'annulation de la décote (65 ans), généralement à l'issue d'une carrière incomplète, constituent une exception. En raison de leur durée d'assurance plus courte, le rapport entre leur durée de retraite au taux plein et leur durée de carrière apparaît nettement plus élevé que celui de toutes les autres catégories de retraités. Cet « avantage » est néanmoins tout relatif, car leur durée de retraite est vécue avec une pension seulement partielle, calculée au *pro rata* de la durée d'assurance. Cet effet peut être neutralisé en appliquant la correction décrite dans Aubert et Colin (2017), qui propose un indicateur corrigé consistant à comptabiliser la durée de retraite seulement au *pro rata* du montant de pension versé, par rapport à une retraite pleine. Cette correction conduit, par exemple, à considérer qu'une durée de retraite de 25 années avec une pension calculée en appliquant un *pro rata* de 50 % (si l'assuré n'a validé que la moitié de la durée requise) est équivalent à une durée « en équivalent de retraite complète » de seulement la moitié de ces 25 ans, soit 12,5 années. En appliquant cette correction, l'avantage apparent des retraités atteignant le taux plein à 65 ans à l'issue d'une carrière incomplète disparaît, et ces retraités ont un rapport entre durée de retraite corrigée et durée de carrière inférieur à toutes les autres catégories de retraités non-inaptes.

Graphique 9 Rapport entre les espérances de vie à l'âge d'atteinte du taux plein et la durée de carrière



Note > Les lignes en pointillés correspondent à l'indicateur corrigé tenant compte du fait que la retraite n'est versée qu'au *pro rata* de la durée validée en cas de carrière incomplète. La durée espérée de retraite est donc corrigée en lui appliquant le même *pro rata* (voir corps du texte).

Champ > Retraités de droit direct résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Si l'on rapporte en revanche la durée espérée de retraite au taux plein à la durée totale des seules périodes d'emploi, c'est-à-dire si l'on ne tient plus compte des périodes assimilées et des majorations pour enfants, la situation apparaît beaucoup plus équilibrée entre les diverses catégories de retraités. Seuls les retraités atteignant le taux plein à 55 ans ou avant¹⁷ ont un *ratio* entre durée de retraite et durée travaillée sensiblement plus élevé que les autres catégories, et seuls les hommes inaptes ou ex-invalides ont un ratio sensiblement plus bas que les autres hommes retraités.

Au regard de cet indicateur particulier, le barème de taux plein selon les caractéristiques des assurés pourrait finalement être jugé « équitable », au sens où il permet de stabiliser l'indicateur d'équité mis en avant. Mais il est important de souligner alors ce que cette notion d'équité implique. Elle revient en effet à considérer que le départ au taux plein anticipé octroyé à certains assurés serait justifié par le fait qu'une plus grande part de leur carrière est passée en emploi, c'est-à-dire par le fait qu'ils ont moins connu d'accidents de carrière tels que des périodes de chômage ou de maladie. On peut douter du fait que cette option philosophique corresponde réellement à l'intention du législateur, car elle va à rebours de la finalité de compensation des accidents de carrière, affichée parmi les objectifs du système de retraite¹⁸. Elle serait en outre incohérente, en pratique, avec la prise en compte des périodes assimilées et des majorations de durée d'assurance dans la durée d'assurance, qui sert justement depuis 1983 pour déterminer l'obtention du taux plein.

Une autre approche régulièrement mise en avant pour juger de l'équité au regard de la durée de retraite est celle qui consiste à s'intéresser non pas à l'espérance de vie à la retraite totale, mais uniquement à celle passée *sans incapacité*. Cette problématique de la prise en compte de l'espérance de vie sans incapacité pour juger de l'équité entre catégories d'assurés en matière de retraite pose de nombreuses questions d'un point de vue normatif, qu'on ne cherchera pas à discuter ici ; mais force est de constater que ce critère d'équité est fréquemment invoqué dans le débat public. Cette notion a d'ailleurs été officiellement mise en avant dans la définition des objectifs du système de retraite par l'ajout, lors de la réforme de 2014, de la mention que « *les assurés bénéficient d'un traitement équitable au regard de la durée de la retraite comme du montant de leur pension, quels que soient [...] leur espérance de vie en bonne santé* » (article L. 111-2-1 du Code de la Sécurité sociale).

En pratique, les prévalences des incapacités à âge et sexe donnés varient cependant assez peu selon l'âge d'atteinte du taux plein, hormis pour les retraités inaptes et ex-invalides qui ont généralement des prévalences plus élevées que celles des autres retraités du même âge (annexe 3). Les inégalités de durée de retraite à taux plein s'avèrent donc proches que l'on compte la durée espérée totale ou les seules durées espérées passées sans incapacité. Elles sont même généralement un peu plus marquées dans ce dernier cas, du fait de l'effet mécanique

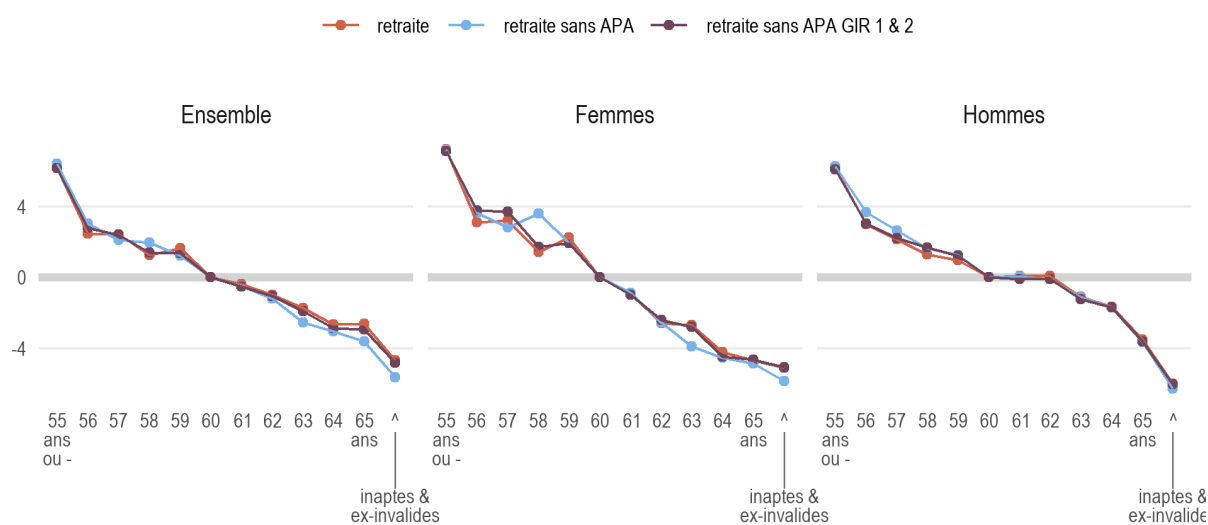
¹⁷ Il s'agit de profils de carrières très spécifiques, notamment des militaires.

¹⁸ Ces objectifs sont détaillés dans l'article L. 111-2-1 du Code de la sécurité sociale, qui dispose notamment que « *La Nation assigne également au système de retraite par répartition un objectif de solidarité entre les générations et au sein de chaque génération, notamment par [...] la prise en compte des périodes éventuelles de privation involontaire d'emploi, totale ou partielle* ».

lié au fait que le poids des âges les plus élevés (où les incapacités sont les plus fréquentes) parmi les années de retraite est par construction d'autant plus fort que l'atteinte du taux plein est tardive.

Le graphique 10 illustre ces écarts avec une mesure des incapacités par le fait de recourir à l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) – il s'agit ainsi, en toute rigueur, d'une « espérance de vie sans besoin d'aide à l'autonomie », davantage que « sans incapacité ». Par exemple, les retraitées femmes ayant atteint le taux plein à 65 ans ont une espérance de vie de 4,7 ans plus courte au moment de l'atteinte du taux plein par rapport à celles l'ayant atteint à 60 ans (24,8 ans contre 29,5 ans), mais de 4,8 ans plus courte si l'on considère la seule durée de retraite passée sans recourir à l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) – les espérances de vie passées avant de recourir à l'APA calculées à l'âge d'obtention du taux plein étant respectivement de 21,2 ans contre 26,0 ans.

Graphique 10 Espérances de vie totale et de vie sans perte d'autonomie au sens de l'APA, calculées à l'âge d'atteinte du taux plein, en écart à la valeur pour les personnes atteignant le taux plein à 60 ans



Note > Les proportions de retraités recourant à l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) à chaque âge sont calculées en moyenne sur la période 2016-2017 parmi l'ensemble des retraités résidant en France à cette date (voir l'annexe 3). Les données utilisées incluant seulement les générations nées en 1950 ou avant, les proportions de bénéficiaires de l'APA ne sont pas observées avant 66 ans. Les périodes de perte d'autonomie précoce à ces âges ne sont donc pas comptabilisées dans l'indicateur. Cette approximation est toutefois *a priori* d'impact négligeable.

Champ > Retraités de droit direct résidant en France, nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR) apparié aux remontées individuelles sur l'APA (RI-APA), DREES.

■ CONCLUSIONS ET DISCUSSION

Les réformes des retraites depuis les années 1970 ont, entre autres, créé ou étendu les dispositifs d'anticipation du taux plein de retraite, afin de permettre aux assurés supposés les plus « usés » par le travail ou à l'espérance de vie la plus courte de partir plus tôt à la retraite. Ces possibilités d'anticipation s'appuyaient, initialement, surtout sur la constatation d'une incapacité à travailler, par le biais du dispositif de retraite au taux plein pour inaptitude au travail. Sous l'effet des réformes de 1975 à 1983, c'est toutefois principalement au titre de la durée d'assurance – plus précisément de la réalisation d'une carrière complète – que les assurés peuvent partir plus tôt au taux plein. Ce critère de durée a été choisi avec l'idée qu'il avantagerait les personnes ayant commencé à travailler plus jeunes, supposées en moins bonne santé et à moindre espérance de vie. Dans ce *Dossier de la DREES*, on mobilise les données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) constitué par la DREES pour estimer les écarts d'espérance de vie selon l'âge de début de carrière et selon l'âge d'atteinte du taux plein de retraite (compte tenu de la réglementation), afin d'évaluer l'impact des réformes sur la réduction des inégalités de durée de vie.

Les principaux enseignements peuvent être résumés de la façon suivante :

- Les diverses réformes ont permis d'augmenter la proportion d'assurés pouvant partir à la retraite au taux plein dès 60 ans (voire avant), qui passe d'environ 20 % pour la génération née en 1906 à un peu plus de 60 % parmi les générations nées à partir des années 1930 et jusqu'à 1950. Cette augmentation a cependant assez peu concerné les retraités les plus défavorisés. Parmi les générations nées entre 1946 et 1950, c'est ainsi pour la moitié des retraités percevant les plus hautes pensions que la proportion de départ au taux plein dès 60 ans ou avant est la plus élevée. Cette part ne décroît en fonction du niveau de pension que parmi les 20 % les plus aisés, et la part des départs au taux plein à 60 ans reste deux fois plus élevée parmi les 5 % des retraités à plus haute pension qu'elle ne l'est parmi les 5 % à plus basse pension.
- L'espérance de vie à 60 ans des personnes ayant commencé à travailler le plus tôt est effectivement moins élevée que celle des assurés ayant commencé plus tard. Cette relation ne s'observe toutefois que pour les âges de début de carrière les plus bas, c'est-à-dire avant 20 ans pour les hommes et avant 18 ans pour les femmes, l'espérance de vie étant ensuite à peu près la même quel que soit l'âge de premier emploi. Les écarts d'espérance de vie selon l'âge sont en outre au maximum de 2 à 3 années ; ils sont donc plus resserrés que les écarts d'âge d'atteinte du taux plein qui découlent des règles de retraite, qui vont de 5 ans avant la réforme de 2003 à 9 ans après. Par ailleurs, l'âge de début de carrière tel qu'il est « vu » par le système de retraite, c'est-à-dire l'âge de départ à la retraite auquel on soustrait la durée validée pour la retraite, n'est que partiellement corrélé à l'âge effectif de premier emploi.
- En conséquence, on n'observe pas de relation linéaire et croissante entre l'espérance de vie à 60 ans et l'âge auquel le système de retraite permet de partir à la retraite à taux plein. Celle-ci est certes, parmi les hommes non-inaptes, plus élevée pour ceux qui atteignent le taux plein entre 61 et 64 ans que pour ceux qui l'atteignent à 60 ans, mais ces derniers ont globalement la même espérance de vie que les hommes qui atteignent le taux plein à 65 ans ou, à l'inverse, de façon anticipée avant 60 ans. Parmi les femmes, la relation semble même décroissante, les femmes qui peuvent partir au taux plein plus tôt ayant en règle générale une espérance de vie plus élevée. Pour les deux sexes, l'espérance de vie des personnes reconnues inaptes au travail est inférieure de 4 à 5 ans à la moyenne.
- La durée espérée de retraite des divers assurés non-inaptes décroît donc continûment en fonction de l'âge auquel le système de retraite permet à ces assurés de partir au taux plein, tout en restant toujours plus élevée que celles des assurés reconnus inaptes. Pour les femmes, cette durée est par exemple de 32,6 ans pour celles qui partent au taux plein à 56 ans, de 29,5 ans pour celles qui ont le taux plein à 60 ans (sans être inaptes), de 24,8 ans pour celles qui ne l'ont qu'à 65 ans, et de 24,4 ans pour celles qui sont inaptes ou ex-invalides – et peuvent de ce fait partir au taux plein à 60 ans (avant la réforme de 2010). Cette espérance de vie en retraite reste décroissante selon l'âge d'atteinte du taux plein lorsqu'on la rapporte à la durée de carrière (y compris trimestres validés au titre de périodes assimilées et de majoration pour enfant), ou bien lorsqu'on considère uniquement l'espérance de vie passée sans perte d'autonomie (mesurée par le recours à l'allocation personnalisée d'autonomie).

Il convient de rappeler ici que l'analyse menée reste descriptive. On illustre la *corrélation* entre âge d'atteinte du taux plein et espérance de vie à cet âge ou à l'âge de 60 ans. L'interprétation sous-jacente est que certaines caractéristiques peuvent impliquer à la fois une moindre espérance de vie et un âge d'atteinte du taux plein plus tardif, et sont ainsi à l'origine de cette corrélation. Par exemple, des problèmes de santé en cours de carrière peuvent se traduire par un risque de mortalité plus grand à long terme et peuvent rendre plus difficile le maintien en emploi, d'où une acquisition de droits à la retraite plus lente, et donc une carrière complète atteinte plus tardivement. De même, des périodes de précarité professionnelle vont probablement ralentir la validation de trimestres pour la retraite, tout en impactant durablement l'état de santé. Cependant, la causalité pourrait également être de nature différente, si un départ à la retraite anticipé ou à l'inverse plus tardif peut jouer sur la mortalité pendant les premières années de retraite, voire à plus long terme. À cet égard, l'effet théorique est ambigu : le départ à la retraite pourrait avoir un effet positif sur la santé, et donc sur la baisse du risque de mortalité, du fait de la diminution de l'exposition aux risques professionnels et au stress, mais il pourrait aussi avoir un effet négatif à cause de la diminution des interactions sociales et de l'éventuelle baisse des revenus.

Cette question du mécanisme explicatif de la corrélation entre âge d'atteinte du taux plein et espérance de vie est bien sûr importante d'un point de vue normatif. En effet, si celle-ci résulte pour l'essentiel de facteurs extérieurs, il est légitime de chercher à définir le barème du taux plein en fonction des écarts d'espérance de vie constatés. Si, en revanche, ces écarts sont endogènes, pour partie au moins, c'est-à-dire la conséquence des disparités d'âge d'atteinte du taux plein, l'exercice est plus délicat puisque l'éventuelle modification des barèmes modifierait elle-même les inégalités d'espérance de vie. La plus récente et principale étude française sur le sujet pousse néanmoins à écarter l'hypothèse d'un impact causal de l'âge de départ à la retraite sur la mortalité. Cette étude conclut, sur la base des données exhaustives du régime général et en exploitant les évolutions liées à la réforme des retraites de 1993, que l'augmentation de l'âge de départ liée à cette réforme n'a eu aucun impact significatif sur la mortalité entre 61 et 79 ans (Bozio, Garrouste et Perdrix, 2021).

Les résultats présentés dans cette étude sont par ailleurs établis pour les générations nées en 1950 ou avant et observés entre 2012 et 2021. Une question importante est celle de la généralisation ou non de ces résultats pour les générations plus jeunes, concernées par le relèvement de deux ans des âges légaux de la retraite du fait de la réforme de 2010, mais aussi par l'allongement de la durée de scolarité et des études (avec notamment l'obligation de scolarité jusqu'à 16 ans à partir des personnes nées en 1953). On cherchera donc, dans des travaux ultérieurs, à poursuivre l'étude des écarts de mortalité selon l'âge de début de carrière et selon la durée d'assurance, à partir des données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC). Les générations plus récentes n'ayant pas encore toutes atteint les âges de la retraite, l'analyse portera en premier lieu sur la mortalité anticipée en cours de carrière, en supposant celle-ci corrélée à la mortalité pendant la retraite.

Quoi qu'il en soit, les résultats présentés dans cette étude permettent d'ores et déjà de conclure que, s'il peut effectivement paraître pertinent au regard des inégalités d'espérance de vie de chercher à permettre que ceux qui ont commencé à travailler très jeune puisse partir à la retraite au taux plein plus tôt, les barèmes de retraite mis en place au fil des réformes passées ne permettent pas de corriger correctement ces inégalités, puisqu'elles tendent à les surcorriger et contribuent parfois même à les amplifier en sens contraire. L'instrument sur lequel s'appuient ces barèmes, à savoir la durée d'assurance validée pour la retraite, s'avère en outre très imparfait pour tenir compte des disparités d'âge de début de carrière. Ainsi, les résultats détaillés dans cette étude suggèrent qu'une réforme serait nécessaire si l'on souhaitait réellement mettre en œuvre l'objectif de correction des inégalités de durée passée à la retraite affiché par le législateur.

■ RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Allain S., avec la collaboration de V. Costemalle, « [Les maladies chroniques touchent plus souvent les personnes modestes et réduisent davantage leur espérance de vie](#) », *Études et résultats*, N° 1243, Paru le 06/10/2022.
- Andrieux V., Chantel C., 2013, « [Espérance de vie, durée passée à la retraite](#) », *Dossier solidarité et santé*, DREES, n° 40, juin.
- Aquereburu J., Goujon S., 2012, « [Espérance de vie différenciée des retraités du régime général : une étude selon le type de pensions](#) », *Cadr'@ge* n° 18, mars.
- Aubert P., Christel-Andrieux V., 2010a, « [La mortalité différentielle des retraités – Estimations à partir de l'échantillon interrégimes de retraités et applications](#) », *Document de travail, série Études et Recherche**, n°100, DREES, juillet.
- Aubert P., Christel-Andrieux V., 2010b, « [Différences d'espérance de vie et de durée de vie passée en retraite selon la durée validée au cours de la carrière](#) », DREES, Note DREES – BRETR N° 10-46, Document N°4 de la Séance plénière du Conseil d'orientation des retraites du 24 mars 2010
- Aubert P., 2015, « [La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés](#) », Insee, Document de travail N° G2015/10, paru le : 20/07/2015.
- Aubert P. et C. Colin, 2017, « [Durée de carrière et équité en matière de retraite : quels indicateurs ? quelles interprétations ?](#) », in Aubert, et al. , « [La prise en compte de la durée de carrière dans les indicateurs de retraite](#) », *Dossier de la DREES* N° 21, paru le 10/10/2017 (pages 82 à 104).
- Blanpain N., 2016a, « [Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers](#) », *Insee Première*, n° 1584, Insee, février.
- Blanpain N., 2016b, « [Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme](#) », *Insee Résultats*, n° 177 soc, INSEE, février.
- Blanpain N., 2016c, « [L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme – Méthode et principaux résultats](#) », Document de travail, n°F1602, INSEE, février.
- Blanpain N., 2018, « [L'espérance de vie par niveau de vie. Méthode et principaux résultats](#) », Document de travail N° F1801, Insee, février
- Blanpain N., Chardon O., 2011, « [Les inégalités sociales face à la mort – Tables de mortalité par catégorie sociale et indice standardisés de mortalité pour quatre périodes \(1976-1984, 1983-1991, 1991-1999, 2000-2008\)](#) », Document de travail, n°F1108, INSEE, octobre.
- Bommier, A., Magnac, T., Rapoport, B. et Roger, M., 2005. « [Droits à la retraite et mortalité différentielle](#) », *Économie & prévision*, (2):1-16.
- Bozio A., C. Garrouste, E. Perdrix, 2021, « [Impact of later retirement on mortality: Evidence from France](#) », *Health Economics*, Volume30, Issue 5, May 2021, Pages 1178-1199.
- Buisson B. et H. Senghor, 2016, « [Méthodes de simulation des décès appliquées au régime de retraite de la fonction publique d'État](#) », CNAV, *Retraite et société* 2016/1 (N° 73), pages 175 à 196
- Bulcourt M., A. Lemonnier et L. Soulat, 2022, « [Espérance de vie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers : un regard sur des emplois spécifiques](#) », *QPS - Les études* n°39.
- Cambois E., Laborde C., Robine J.-M. (2008), « [La double peine des ouvriers : plus d'année d'incapacité au sein d'une vie plus courte](#) », *Population et sociétés*, n° 441
- Cambois E., Barnay T. (2009), « [Espérance de vie, espérance de vie en santé et âges de départ à la retraite : des inégalités selon la profession en France](#) », *Retraite et société*, 2009/3 (n° 59), pages 194 à 205
- Cazenave-Lacrouts A., F. Godet et V. Lin, 2018, « L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2 », Document de travail N°G2018/12, Insee
- Goujon S., 2019, « [Retraites pour inaptitude : une espérance de vie inférieure d'au moins 4 ans](#) », CNAV, *Cadr'@ge* n°40, Juin 2019
- Goujon S., 2024, « [Retraite anticipée pour carrière longue : une mortalité singulière ?](#) », Note de la Cnav, DSPR n°2024-007, février 2024
- Mélard A., S. Rabaté et M. Tô, 2024, « [Hidden redistribution in lifetime earnings: the role of differential mortality](#) », *IFS Working Paper* 24/44. Published on 9 October 2024.
- Monteil C., Robert-Bobée I., 2005, « Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes », *Insee Première*, n°1025, juin.

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites, 2014, « [Disparités des durées validées pour la retraite et disparités d'espérance de vie](#) », Document n°9 de la Séance plénière du 25 novembre 2014

Soulat L., 2017, « [Espérance de vie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers](#) », *Questions Retraite & Solidarité*
Les études n°19, juillet

Annexe 1. Les données utilisées : l'échantillon interrégimes de retraités (EIR)

La présente étude s'appuie sur les données de l'[échantillon interrégimes de retraités \(EIR\)](#), construit par la DREES.

Cet échantillon est constitué par le rapprochement et l'harmonisation de données administratives issues des systèmes d'information de la quasi-totalité des organismes de retraite obligatoire (régimes de base, régimes spéciaux et régimes complémentaires légalement obligatoires) sur les individus qui perçoivent une pension de droit direct ou de droit dérivé d'une caisse de retraite. Il contient des informations sur les montants de pension et leurs composantes (avantage principal et éventuelles majorations) dans chaque régime de retraite, mais aussi sur les déterminants de ces montants : âges et circonstances de liquidation des droits, durées et points validés pour la retraite, salaire de référence, etc.

Les individus retenus dans l'échantillon sont sélectionnés en fonction de leur date de naissance : ils sont nés parmi les premiers jours d'octobre (pour les vagues de l'EIR les plus anciennes) ou de janvier, avril et juillet (pour les vagues plus récentes) des générations ayant dépassé un certain âge. Toutes les générations de retraités ne sont toutefois pas retenues dans l'échantillon : parmi les plus âgées, seules une sur deux ou une sur trois (selon la tranche d'âge) sont observées.

La première vague de l'EIR a porté sur la situation des retraités au 31 décembre 1988, et de nouvelles vagues ont ensuite été collectées à un rythme quadriennal. Huit vagues de l'échantillon sont actuellement disponibles, la dernière portant sur la situation fin 2016 (la vague relative à la situation fin 2020 étant encore en cours de finalisation). Les informations contenues et le champ de l'échantillon (en termes notamment de générations sélectionnées) ont été régulièrement étendus au fil du temps, si bien que le nombre d'observation a régulièrement augmenté. L'EIR de 1988 portait ainsi sur 20 000 retraités, tandis que la vague 2012 en compte environ 320 000 et celle de 2016 près de 650 000.

Le suivi de la mortalité

L'EIR a, parmi ses finalités, celle de permettre le suivi de la mortalité des retraités, afin de la mettre en relation avec leurs caractéristiques de carrière et de retraite. Ce suivi est assuré grâce à l'information fournie par l'Insee sur le mois et l'année de décès à partir des données du Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), complétée par des informations sur les décédés transmises par les caisses de retraite. Celles-ci repèrent en effet parfois certains décès qui ne sont pas enregistrés dans le RNIPP, notamment pour des bénéficiaires de pension résidant à l'étranger.

Le suivi de la mortalité est en théorie possible dès la première année suivant la première vague de l'EIR, soit 1989, mais les effectifs de l'EIR sont malheureusement, sur cette période, insuffisants pour estimer de façon précise les différences de mortalité. Dans cette étude, on utilise les observations de mortalité sur les 10 dernières années disponibles, soit entre 2012 et 2021.

Les caractéristiques de retraite

Deux caractéristiques des retraités sont mobilisées dans cette étude pour étudier les différences sociales d'espérance de vie :

- l'âge de début de carrière, c'est-à-dire l'âge atteint au cours de la première année civile où la personne a acquis un premier trimestre d'assurance pour la retraite au titre d'une période d'emploi, et
- l'âge (individuel) d'atteinte du taux plein, défini comme l'âge effectif d'entrée en jouissance d'un droit direct dans le régime de retraite principal de l'assuré (c'est-à-dire le régime de base dans lequel il a validé le plus grand nombre de trimestres), augmenté du nombre éventuel d'années de décote dans ce régime, et diminué du nombre d'années éventuelles de surcote.

L'âge à la première cotisation d'un trimestre est fourni directement par les régimes dans le cadre de l'EIR, et on a retenu l'âge minimal tous régimes confondus. L'information est cependant malheureusement absente, partiellement ou totalement, pour certains régimes, notamment ceux de la fonction publique, de la mutualité sociale agricole, certains régimes de professions libérales ou encore certains régimes spéciaux. Dans ces régimes, l'âge de première cotisation a donc été imputé en faisant l'hypothèse que les assurés restent, dans la majeure partie des cas, affiliés au régime de façon continue entre le début de carrière et le départ à la retraite. L'âge de début de carrière est ainsi estimé par la différence entre l'âge de départ et la durée d'assurance (qui est bien disponible dans les données de l'EIR pour les régimes qui n'ont pas fourni l'information sur le début de carrière), hors éventuelles majorations de durées. Cette hypothèse de carrière continue conduit *a priori* à surestimer certains âges de début de carrière.

Les âges de départ à la retraite et les nombres de trimestres de décote et de surcote, qui servent au calcul de l'âge d'atteinte du taux plein, sont également directement fournis par les régimes participant à l'EIR. Si les valeurs

manquantes sont très rares pour l'âge de départ, elles sont un peu plus fréquentes parmi les générations les plus anciennes pour les trimestres de décote et surcote. Ces trimestres ont alors été imputés à partir du taux de retraite (information généralement bien renseignée) et des barèmes réglementaires de décote et de surcote dans chaque régime et pour chaque année.

Le suivi des évolutions au fil des générations

Comparer les caractéristiques de retraite d'une génération à l'autre (cf. la deuxième section de cette étude) ne peut pas se faire sur la base des retraités encore en vie à une date donnée, car à une telle date toutes les générations ne sont pas observées au même âge. Or, pour une génération de retraités donnée, les caractéristiques moyennes observées varient selon l'âge auquel on observe ces retraités, car la probabilité d'être encore en vie à cet âge varie elle-même selon les caractéristiques individuelles des retraités. Dans cette étude, les comparaisons entre générations sont donc menées en retenant toutes les personnes observées dans au moins une vague de l'EIR dès lors qu'elles ont liquidé un droit direct de retraite, qu'elles soient encore en vie ou non (et, dans ce dernier cas, quelle que soit la date de décès).

Une correction est en outre apportée pour les générations entrées dans le champ de l'EIR tardivement, qui n'ont donc pas été observées dès leurs âges de départ à la retraite. La génération la plus ancienne observée, née en 1906, avait par exemple 82 ans au moment de la première vague de l'EIR (portant sur les retraités en fin d'année 1988), et les caractéristiques des retraités nés en 1906 mais décédés avant leurs 82 ans ne sont donc pas connues. Ce biais, lié à la constitution de l'échantillon, est corrigé en repondérant chaque retraité par l'inverse de la probabilité qu'il avait de décéder entre l'âge de départ à la retraite et l'âge à la première observation dans l'EIR. On surpondère ainsi les retraités qui, au regard de leurs caractéristiques (cf ci-dessous), avaient le risque le plus élevé de décéder avant d'être observés dans l'EIR, de façon à ce que la répartition des caractéristiques de retraite soit bien représentative de l'ensemble des personnes qui ont liquidé un droit, et non des seuls retraités survivant.

La probabilité de décès pour un individu est mesurée à partir des probabilités moyennes de décéder à chaque âge pour le groupe de retraités ayant les mêmes caractéristiques que l'individu. On retient les caractéristiques les plus déterminantes de la mortalité : le fait d'avoir été reconnu inapte au travail (y compris pour les ex-invalides) ou non, croisé avec le niveau de pension (ventilation en dix tranches pour les non-inaptes et en 4 tranches pour les inaptes et ex-invalides). Les estimations sont menées séparément par sexe et, parmi les retraités inaptes, par groupe de générations (nées avant ou après 1930). Ces estimations portent en réalité sur l'écart entre la probabilité de décéder de chaque catégorie et la probabilité moyenne estimée par l'Insee pour chaque sexe, âge et année. Les écarts sont lissés selon la méthode détaillée en annexe 2. Pour ce qui concerne la mortalité avant la vague la plus ancienne de l'EIR (c'est-à-dire avant 1988), on fait l'hypothèse que les écarts de mortalité par rapport à la moyenne sont restés stables au cours du temps, et on extrapole les écarts estimés après 1988 aux années antérieures.

Annexe 2. Méthodologie d'estimation des espérances de vie et de durée de retraite

L'estimation des différences d'espérances de vie selon les caractéristiques de retraite est réalisée sur le champ des retraités de droit direct, résidant en France et nés en 1950 ou avant (cette génération étant retenue car c'est la dernière qui puisse être considérée comme quasiment entièrement partie à la retraite dans la dernière vague disponible de l'EIR). L'estimation porte sur la mortalité au cours des 10 dernières années disponibles, soit entre 2012 (inclus) et 2021.

Les données de l'EIR permettent de calculer directement des quotients de mortalité par année, sexe et âge, mais, s'agissant d'un échantillon de la population seulement, ceux-ci s'avèrent souvent bruités. En outre, du fait des critères de sélection des générations dans l'échantillon, tous les âges ne sont pas observés pour toutes les années, car l'EIR ne retient qu'une génération sur deux ou trois parmi les plus âgées. Les quotients de mortalité par caractéristique de retraite sont donc lissés avant le calcul des espérances de vie.

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 $AN = [2012; 2021]$ 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 âges, 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'âge¹⁹ de l'écart entre la transformation *gompit* (définie par la formule $gompit(x) = \log(-\log(1-x))$) de chaque quotient de mortalité²⁰. 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 mortalités 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 cette tranche d'âge). Cela revient à remplacer la variable ag par la variable $Max(61; Min(85, ag))$ dans la formule ci-avant.

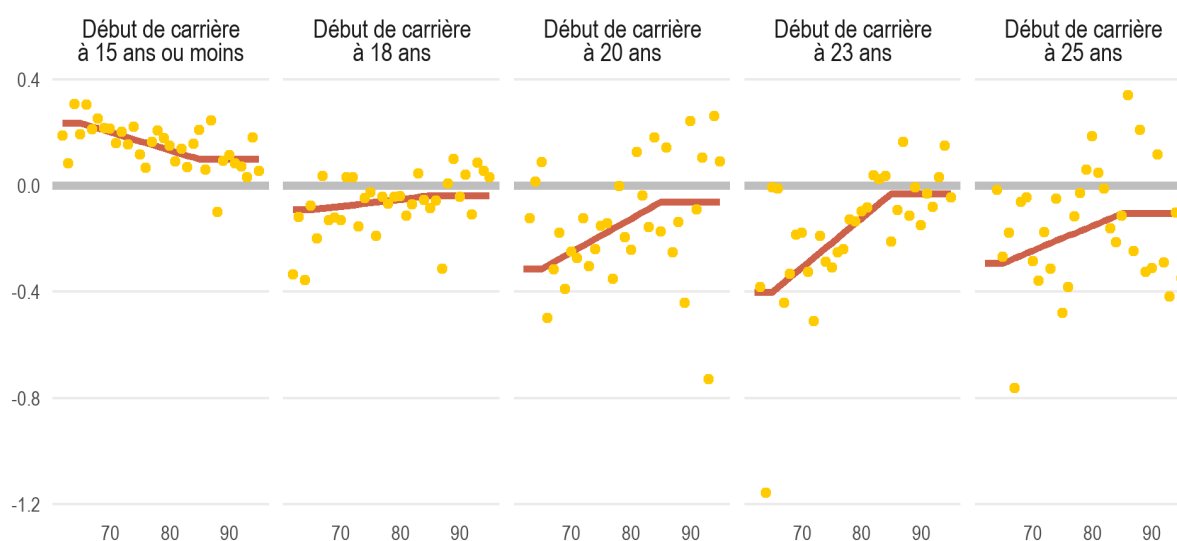
Les écarts de mortalité sont ensuite extrapolés en dehors de la période d'estimation 2012-2021. En particulier, pour calculer les espérances de vie par catégories pour les générations nées entre 1946 et 1950, on ajoute aux quotients de mortalité à chaque âge diffusés par l'Insee pour ces générations (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, le graphique suivant illustre, pour quelques âges de début de carrière des hommes, les écarts de mortalités entre l'EIR et la moyenne (Insee) observés et lissés.

¹⁹ Du fait du faible nombre d'observations, on a aussi regroupé tous les âges à partir de 95 ans.

²⁰ Cette fonction est retenue ici en cohérence avec l'usage traditionnel de la Loi de Gompertz pour modéliser la mortalité selon l'âge.

Graphique A2.1 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.

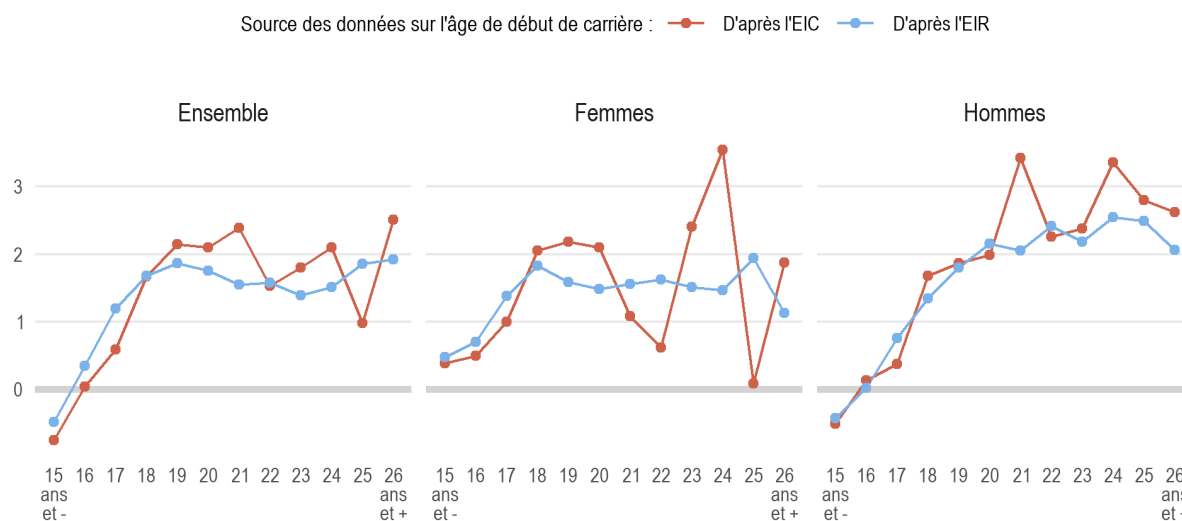
À titre d'analyse de robustesse, un lissage des coefficients par la méthode de Brass (utilisée notamment par Blanpain [2016b et c, 2018]) a également été réalisé. Les résultats ne sont alors changés que de façon marginale. Les espérances de vie estimées en fonction de l'âge d'atteinte du taux plein ne 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.

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

Comme on l'a signalé en annexe 1, 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.

Graphique A2.2 Écarts d'espérance de vie à 60 ans 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.

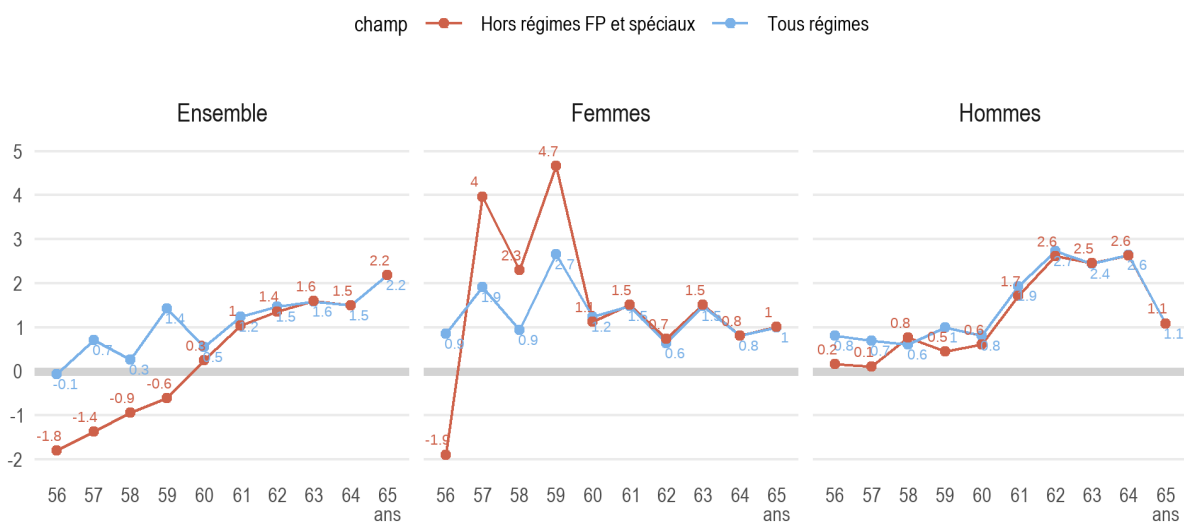
Robustesse des résultats au champ des régimes de retraite retenus

L'analyse menée dans cette étude 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 retraite.

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 mères d'au moins trois enfants.

On reproduit donc, dans le graphique suivant, 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 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 ans 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 marquée 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.

Graphique A2.3 Écarts d'espérance de vie à 60 ans en fonction de l'âge d'atteinte du taux plein, selon que les régimes spéciaux et de la fonction publique sont inclus ou non dans le champ de l'analyse



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. Les écarts d'espérance de vie calculés sur le champ de l'ensemble tous sexes confondus ne se situent pas à des niveaux intermédiaires entre les valeurs calculées séparément parmi les femmes et parmi les hommes, car la composition par sexe varie significativement selon l'âge d'atteinte du taux plein et car les écarts sont calculés par rapport à une valeur de référence distincte pour chaque sous-graphique (espérance de vie des femmes, des hommes, et de l'ensemble tous sexes confondus respectivement).

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.

Annexe 3. Les prévalences des incapacités pendant la période de retraite

Éclairer les inégalités d'espérance de vie sans incapacité (EVSI) entre les différentes catégories de retraités – comme cela est réalisé en fin de dernière partie de ce *Dossier* – nécessite, au préalable, de pouvoir mesurer les prévalences de ces incapacités, à tout âge, parmi ces catégories. La « méthode de Sullivan », par laquelle sont calculées les EVSI, consiste en effet à combiner des données sur les taux de mortalité à chaque âge et pour chaque catégorie avec d'autres données sur les prévalences des incapacités au sein des mêmes cellules.

Les bases de données statistiques permettant une telle mesure des incapacités sont toutefois très rares : les bases offrant une connaissance précise des caractéristiques de retraite, comme c'est le cas de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) utilisé ici, sont issues des données administratives des caisses de retraite, qui ne disposent généralement pas d'informations sur l'état de santé ou la perte d'autonomie de leurs assurés. De telles informations sont disponibles dans des enquêtes spécifiques (telles que les enquêtes *CARE* ou *Autonomie* de la DREES) ou bien dans les données administratives des organismes gérant les soins ou les aides à l'autonomie (assurance maladie ou conseils départementaux), mais les informations relatives aux retraites sont alors généralement peu nombreuses. Les croisements des bases de données sur ces divers champs sont complexes à mettre en œuvre, et par conséquent peu nombreux.

Dans ce *Dossier*, on a mobilisé l'une des rares bases statistiques permettant de mettre en regard les caractéristiques précises de retraite avec une mesure possible des incapacités : l'appariement entre l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) de 2016 et les remontées individuelles sur l'APA et l'ASH (RI-APA-ASH) de 2017, toutes deux produites par la DREES. Les incapacités sont ainsi approchées par le recours aux aides publiques à l'autonomie. Cette approche conduit *a priori* à retenir des niveaux d'incapacités plus sévères, qui concernent donc une proportion des personnes âgées plus réduite qu'avec d'autres indicateurs, plus larges, des restrictions d'activité. Les bénéficiaires de l'APA représentaient par exemple 7 % de l'ensemble des personnes de 60 ans et plus fin 2020, soit une proportion plus faible que celle de ces personnes qui se disent fortement limitées dans les activités que les gens font habituellement (18 % fin 2015), de celles qui déclarent au moins une restriction d'activité sévère (26 %) ou encore de celles déclarant au moins une limitation fonctionnelle forte (42 % des personnes de 60 ans et plus fin 2015)²¹. En outre, le fait d'apprécier les incapacités par le biais des aides publiques de soutien à l'autonomie fait que les disparités observées entre catégories peuvent s'expliquer par des écarts effectifs d'incapacités entre ces catégories, mais aussi, pour partie, par des différences de comportement de recours aux aides. Malgré ces réserves, la durée de la retraite passée avant de devoir recourir à des aides à l'autonomie nous semble une mesure pertinente de l'espérance de vie passée à la retraite en tenant davantage compte de la « qualité » de cette période de vie.

Pour synthétiser les écarts de prévalences de recours à l'APA selon l'âge d'atteinte du taux plein, on représente dans le graphique suivant les coefficients associés à ces âges dans la régression par un modèle *logit* de la probabilité d'être bénéficiaire de la prestation (ou, dans un second modèle, de l'APA en GIR 1 ou 2²²). Les modèles sont estimés séparément pour les femmes et pour les hommes. Outre les indicatrices d'âge d'atteinte du taux plein, la spécification inclut un polynôme de degré 4 de l'âge, afin de tenir compte de la croissance générale des prévalences des incapacités avec l'avancée en âge, ainsi que des indicatrices de dates (puisque les données permettent d'observer la situation à deux dates : au 31 décembre 2016 et au 31 décembre 2017).

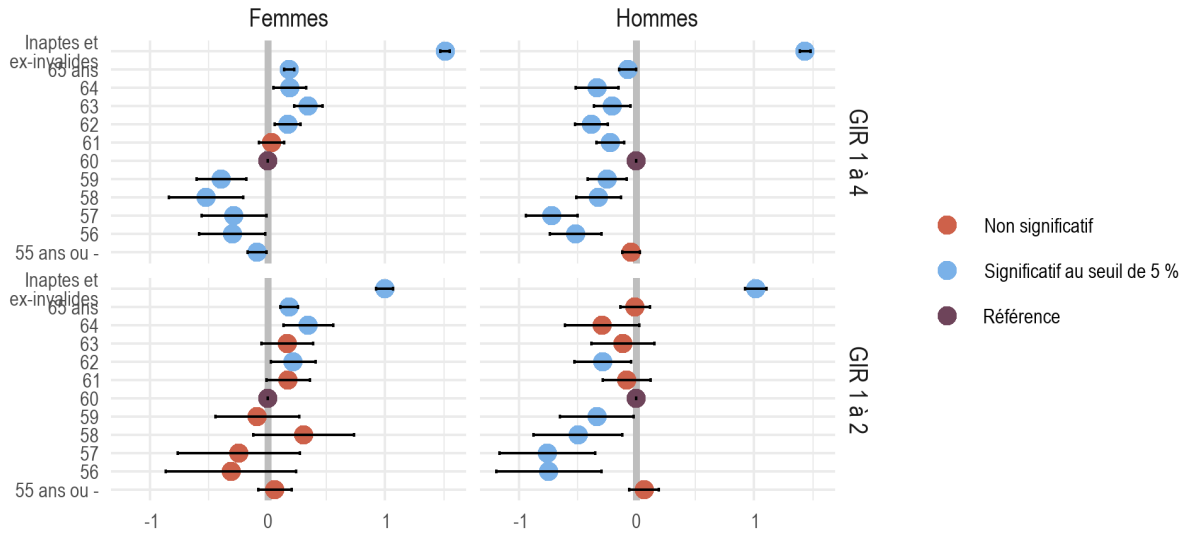
À âge donné, les retraités inaptes et ex-invalides ont une probabilité nettement plus élevée d'être bénéficiaires de l'APA (et également d'en être bénéficiaire en GIR 1 ou 2) que les autres retraités. Parmi ces derniers, les écarts selon l'âge d'atteinte du taux plein sont moins marqués, et varient selon le sexe. Parmi les hommes comme parmi les femmes, les retraités qui ont pu partir au taux plein de façon anticipée entre 56 et 59 ans ont une probabilité significativement plus faible d'être bénéficiaire de l'APA que ceux qui ont eu le taux plein à 60 ans. Les bénéficiaires d'une retraite anticipée au taux plein à 55 ans ou avant ont en revanche une probabilité d'avoir l'APA similaire à ces derniers. L'atteinte du taux plein après 60 ans est associée à une probabilité plus faible d'être bénéficiaire de l'APA (à âge donné) pour les hommes, mais plus élevée parmi les femmes. Cette différence selon le genre pourrait tenir à la diversité des raisons pour laquelle la durée requise pour le taux plein n'est atteinte qu'après l'âge minimum d'ouverture des droits : on peut supposer que davantage de femmes sont dans cette situation du fait de carrières interrompues, tandis que davantage d'hommes sont dans cette situation du fait d'une entrée plus tardive sur le marché du travail, à l'issue d'études plus longues. Les hommes atteignant le taux plein après 60 ans pourraient ainsi correspondre plus souvent à des catégories sociales plus favorisées que les femmes dans la même situation

²¹ Source : édition 2022 du Panorama *Aide et action sociales en France* de la DREES

²² Le « groupe iso-ressource » (GIR) est une mesure administrative de la perte d'autonomie des personnes âgées, exprimée sur une échelle de 1 à 6 (des personnes les plus dépendantes aux personnes totalement autonomes). Le fait d'être classé en GIR 1 à 4 donne droit au versement de l'APA. Le fait d'être en GIR 1 à 2 est habituellement retenu comme une mesure des situations de perte d'autonomie les plus lourdes.

(à chaque fois relativement aux personnes du même sexe atteignant le taux plein à 60 ans), ce qui expliquerait la probabilité plus faibles d'être bénéficiaire de l'APA.

Graphique A3.1 Coefficients associés à l'âge d'atteinte du taux plein dans une modélisation *logit* de la probabilité de bénéficiaire de l'APA



Note > Les autres variables du modèle (coefficients non représentés sur le graphique) sont des variables d'âge, âge au carré, et âges à la puissance 3 et 4, et une indicatrice d'année (2016 ou 2017).

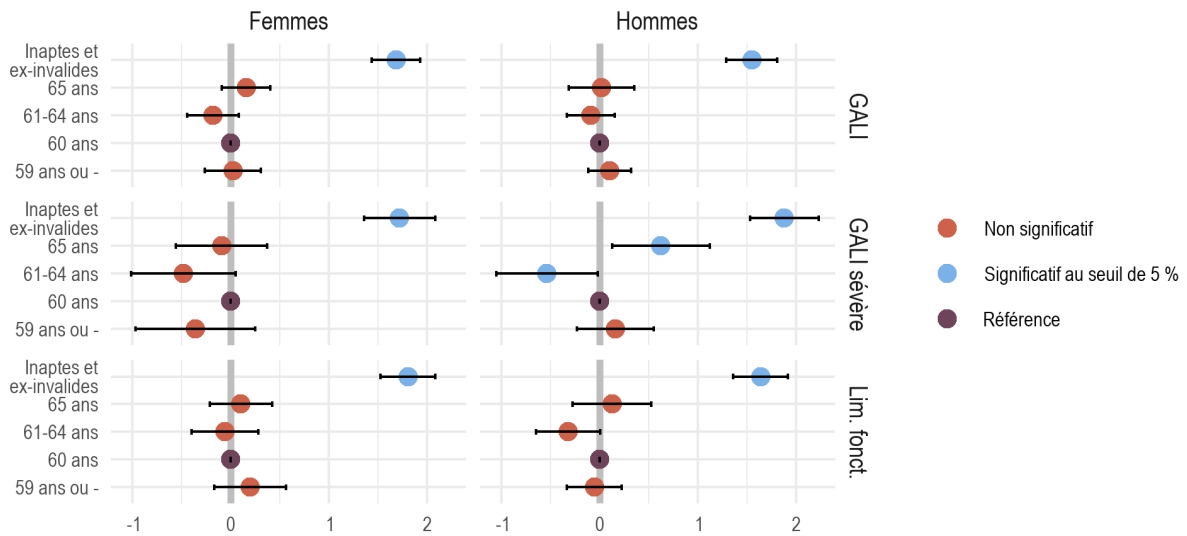
Lecture > Un coefficient positif indique une probabilité plus élevée d'être bénéficiaire de l'APA que le groupe de référence (c'est-à-dire les personnes atteignant le taux plein à 60 ans), à âge et date d'observation donnés. Un coefficient négatif indique à l'inverse une probabilité plus faible d'avoir l'APA.

Champ > Retraités résidant en France, nés en 1950 ou avant. Situations observées aux 31 décembre 2016 et 2017.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR) apparié aux remontées individuelles sur l'APA (RI-APA), DREES.

Pour tester la robustesse de ces résultats avec d'autres indicateurs d'incapacité, on a, dans le graphique suivant, mobilisé l'appariement de l'EIR de 2020 avec l'enquête *Vie quotidienne et santé* réalisée par la DREES en 2021 (sur le champ des retraités encore en vie à cette date). Cette dernière permet en effet d'observer les limitations d'activité générales, selon l'indicateur dit « GALI » (d'après son acronyme anglais *General activity limitation indicator*), qui est habituellement mobilisé pour calculer les espérances de vie sans capacité. L'enquête VQS permet aussi de mesurer la probabilité de déclarer au moins une limitation fonctionnelle sévère (physique, sensorielle ou cognitive). Les résultats sont toutefois malheureusement moins précis que pour le bénéfice de l'APA, du fait du faible nombre de retraités observés dans l'appariement EIR-VQS (environ 6 000 personnes). En particulier, les écarts entre catégories apparaissent moins souvent statistiquement significatifs, sauf pour les retraités inaptes et ex-invalides, qui ont toujours une probabilité significativement plus élevée d'être en incapacité au sens de l'indicateur GALI ou de déclarer des limitations fonctionnelles sévères.

Graphique A3.2 Coefficients associés à l'âge d'atteinte du taux plein dans une modélisation *logit* de la probabilité de déclarer des limitations d'activité



Note > Les autres variables du modèle (coefficients non représentés sur le graphique) sont des variables d'âge, âge au carré, et âges à la puissance 3 et 4. GALL (resp. GALL sévère) : personnes répondant « oui » (resp. « oui, fortement limité ») à la question « Êtes-vous limité(e), depuis au moins six mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ». Lim. fonct. : au moins une limitation fonctionnelle (physique, sensorielle ou cognitive) sévère.

Champ > Retraités résidant en France, âgés de 60 ans ou plus. Situation observée en 2021.

Source > Échantillon interrégimes de retraités (EIR) apparié à l'enquête *Vie quotidienne et santé* (VQS) de 2021, DREES.

Les Dossiers de la DREES

N° 125 • novembre 2024

Trente ans de réformes abaissant l'âge de départ à la
retraite à taux plein : quelles conséquences sur les
inégalités de durée de retraite ?

Directeur de la publication

Fabrice Lenglard

Responsable d'édition

Valérie Bauer-Eubriet

ISSN

2495-120X

Ministère de la Santé et de l'Accès aux soins
Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES)

14, avenue Duquesne - 75 350 Paris 07 SP
Retrouvez toutes nos publications sur drees.solidarites-sante.gouv.fr et nos données sur www.data.drees.sante.fr
