

---

# SENSIBILITE DE L'ÉQUILIBRE DU SYSTEME DE RETRAITE AUX HYPOTHÈSES DÉMOGRAPHIQUES : UNE APPROCHE PAR MICROSIMULATION

Vieu LIN(\*), Fanny GODET(\*)

(\*)Insee, Département des études économiques

vieu.lin@insee.fr

**Mots-clés.** Microsimulation, Système de retraite, Démographie

---

## Résumé

La pérennité financière d'un système de retraite par répartition est conditionnée par un équilibre sur le long terme entre les ressources et les dépenses du système. Pour l'évaluer, il est nécessaire d'effectuer un exercice de projection. Celui-ci se fait sous un certain nombre d'hypothèses macroéconomiques et démographiques. Ce papier se concentre sur ces dernières en utilisant les projections démographiques de l'Insee et le modèle de microsimulation Destinie 2.

Comme les revenus d'activité sont la principale source de financement des retraites, c'est à travers le ratio du nombre de cotisants sur celui des retraités, appelé ratio de dépendance économique, qu'intervient la démographie sur l'équilibre du système. Sa dégradation sur le long terme est due au vieillissement de la population, du fait de l'augmentation de l'espérance de vie attendue dans tous les scénarios démographiques proposés par l'Insee. Nous proposons de chiffrer les trajectoires vers l'équilibre financier en actionnant d'abord un seul levier (taux de cotisation, pension moyenne relative ou ratio de dépendance économique), puis deux simultanément. En complément de ces ajustements annuels, nous étudions également des mécanismes assurant l'équilibre en moyenne sur longue période, soit en élevant le niveau des cotisations, soit en baissant les pensions.

Pour adapter le montant des dépenses de retraite au vieillissement de la population, nous introduisons un coefficient d'ajustement des pensions liquidées en fonction de l'évolution observée de l'espérance de vie. Ce coefficient permet de limiter l'incertitude sur l'équilibre général du système, au prix de davantage d'incertitude pour les assurés sur leur taux de remplacement au moment de la liquidation.

Dans une dernière partie, nous mettons en évidence la sensibilité du système de retraite à l'existence d'une mortalité différentielle suivant le niveau de diplôme. Pour cela, une modélisation est présentée puis introduite dans le modèle Destinie. Si elle permet de retrouver l'élasticité des quotients de mortalité au niveau de pension, elle influe peu sur la masse totale des dépenses de retraites.

# Abstract

Long term balance between revenues and costs is necessary for the financial sustainability of a defined-benefit pension system. To evaluate this, we make a projection, conditionally on several macro-economic and demographic hypotheses. In this paper, using the Destinie 2 micro-simulation model, we study the sensitivity of the French pension system to demography.

As income is the major source of revenue for the pension system, the effect of demography on the balance of the system occurs through the ratio between the number of contributors over the number of retired, also known as the economic dependency ratio. Its long-term decrease is caused by population aging because of improvement of life expectancy in all the demographic scenarios proposed by Insee. We propose to quantify the return to financial equilibrium when acting on a single leverage, or two simultaneously. In addition to these annual adjustments, we also study long-term balancing mechanisms by increasing contributions or decreasing pensions.

To match costs to population aging, we introduce an adjustment coefficient for pensions that depends on the observed changes in life expectancy. This coefficient reduces uncertainty for the overall system equilibrium, but increases uncertainty for individual pension levels.

Finally, we show that the pension system is sensitive to differences in mortality rate as a function of education level with an additional model implemented in Destinie. This better reflects the elasticity of mortality coefficients with respect to pension level, but has low impact on the overall pension amount.

## 1 Introduction

La loi du 20 janvier 2014 assigne comme objectifs au système de retraite français par répartition : un niveau de vie satisfaisant des retraités, l'équité entre assurés (notamment entre générations et sexe) ainsi que la pérennité financière. Ce dernier critère est rempli lorsque les ressources perçues par le système permettent de financer les dépenses de retraite sur le long terme. Pour apprécier l'objectif de pérennité, il est nécessaire de réaliser un exercice de projection du solde financier du système de retraite sur les prochaines décennies. Cet exercice s'appuie sur des hypothèses démographiques et économiques. L'objet de ce papier est d'étudier la soutenabilité financière du système suivant les hypothèses d'évolutions démographiques.

Au cours de la dernière décennie, la situation prospective des retraites a principalement été étudiée sous différents scénarios économiques. Par exemple, le Conseil d'orientation des retraites (COR) décline systématiquement ses projections en des scénarios macroéconomiques contrastés. Pour chaque jeu d'hypothèses de croissance et de taux de chômage, la projection du solde financier permettait d'entrevoir l'horizon de retour à l'équilibre. Cet accent s'explique en partie pour deux raisons. D'abord, la réforme de 1993 a certes contenu la progression du montant des dépenses en part de PIB mais de façon très dépendante des hypothèses économiques (Blanchet (2013), Marino (2014)). À partir de là, la condition de la soutenabilité est devenue étroitement liée aux perspectives de croissance. Par ailleurs, à la faveur de la crise de 2008 et de ses suites, l'avenir économique est apparue très incertaine, ce qui justifie l'étude de l'état financier du système suivant un large éventail d'hypothèses de croissance.

Pour autant, le lien entre démographie et retraites mérite tout autant d'attention. Les conséquences du vieillissement sur le système ont commencé à être un sujet d'intérêt dès le début des années 90, dans la perspective du passage à la retraite des générations du baby-boom à partir de 2006. Le débat était centré sur les mécanismes sous-tendant le vieillissement, qui n'étaient alors pas bien compris par l'opinion (Blanchet, 2014a). Certains observateurs penchaient pour un "vieillissement par le bas", c'est-à-dire par une baisse de la population en âge actif, notamment en raison de l'incertitude quant au niveau futur de la fécondité. Les projections démographiques de l'époque anticipaient en effet une diminution de la fécondité, à un niveau inférieur au seuil de remplacement des générations, bien qu'en partie compensée par les flux migratoires (Dinh, 1995;

Brutel, 2002) . Ce vieillissement par le bas n'a finalement pas été vérifié car la fécondité observée s'est révélée plus dynamique que prévu (Blanchet et Le Gallo, 2013). Cette sous-estimation de la natalité projetée s'explique par le décalage des âges de maternité qui affecte le calcul de l'indicateur conjoncturel de fécondité. En fait, les sources du vieillissement proviennent du "haut", c'est-à-dire de l'allongement projeté de l'espérance de vie et de l'arrivée aux âges de retraite des générations issues du baby-boom, comme le montraient déjà les projections démographiques de l'Insee (Dinh, 1995; Brutel, 2002).

Le diagnostic sur le vieillissement étant devenu partagé et ses causes bien identifiées, seule subsiste l'incertitude quant à son ampleur. Or, dans une perspective de soutenabilité, les évolutions démographiques à travers ses trois composantes (fécondité, espérance de vie et solde migratoire) ne sont pas neutres sur la nature et l'intensité des solutions à apporter. Ce point prend d'autant plus de poids que les projections démographiques successives peuvent faire l'objet de fortes révisions. Par exemple, en hypothèse centrale, les dernières projections de l'Insee couvrant la période 2013-2070 (Blanpain et Buisson, 2016) ont revu à la hausse l'espérance de vie à 60 ans des hommes à l'horizon de 2060 (+1,7 an par rapport aux précédentes projections) et à la baisse le solde migratoire (+70 000 contre +100 000 précédemment). Cette incertitude démographique joue un rôle d'autant plus important que le système n'intègre aucun mécanisme stabilisateur au regard des évolutions démographiques. C'est ainsi que, comme le souligne le Comité de Suivi des Retraites (CSR) dans son avis de juillet 2017, le système des retraites français présente une forte sensibilité à la démographie (CSR, 2017). En attirant l'attention sur cette dépendance, le comité estime opportun l'étude d'un mécanisme d'ajustement aux évolutions démographiques visant à rétablir l'équité intergénérationnelle en terme de durée passée à la retraite.

Il existe au moins deux directions afin de traiter la question de la sensibilité du système à la démographie. Elles se distinguent notamment par la manière dont elles tiennent compte de l'incertitude démographique dans les projections. La première s'appuie sur des avis d'experts qui définissent un scénario tendanciel et un cahier de variantes en considérant les résultats suffisamment représentatifs de la variabilité associée à ce type d'exercice. Dans ce cas, l'incertitude se trouve dans la déclinaison des projections en plusieurs scénarios d'évolution de la fécondité, du solde migratoire et de la mortalité. C'est la direction qu'a choisie l'Insee pour réaliser ces exercices de projections (Blanchet et Le Gallo, 2013). Sur la base des variantes des projections démographiques de l'Insee, le COR analyse l'impact de la démographie sur l'évolution de différents indicateurs (effectifs de cotisants et de retraités, solde financier, durée passée en retraite, ...) (COR, 2017b,a). La deuxième approche, non déterministe, consiste à considérer les trajectoires des quotients de mortalité, du nombre de naissances et du flux migratoire comme des réalisations de processus aléatoires. Les paramètres de ces processus sont calibrés à partir des tendances observées. À partir de ce fondement probabiliste, de nombreuses trajectoires de population sont simulées. Leur éventail rend compte de l'incertitude démographique. Cette dernière se répercute alors sur les projections des indicateurs de suivi des retraites. En comparaison des résultats des projections stochastiques, les scénarios démographiques des projections par consensus d'experts sont en général plus prudents. Par exemple, une projection stochastique de la population en France en 2050, conduite au début des années 2000 par le projet européen UPE (Alders *et al.*, 2007), concluait à un intervalle inter-quintile de 56,5-82,2 millions pour la taille de la population, tandis que les projections de l'Insee en 2010 anticipaient à la même date une population de 61,4 millions dans son scénario "bas" et de 78,9 millions dans son scénario "haut".

Dans une première partie, nous présenterons les déterminants démographiques de l'équilibre financier d'un système de retraite par répartition. Puis, nous étudierons les chemins vers l'équilibre en fonction des hypothèses démographiques retenues. Nous proposerons ensuite une méthode permettant de réduire la sensibilité de l'équilibre financier au vieillissement par le *haut* de la population. Dans une dernière partie, nous nous intéresserons à l'intérêt d'une bonne prise en compte de la mortalité différentielle pour évaluer la pérennité du système de retraite. Pour

réaliser cette étude, nous mobiliserons le modèle de microsimulation Destinie 2. Il s'agit d'un modèle en population générale, basé sur un échantillon au 1/1000ème construit à partir de l'enquête Patrimoine 2009-2010. À partir de 2010, il simule les trajectoires démographiques (naissances, décès, mises en couple, séparations) et professionnelles (type d'activité, revenus d'activité,...) de chaque individu. Puis, en fonction de la législation, le modèle détermine une date de liquidation de la retraite de chaque individu ainsi que le montant de ses droits à pension sur la période de projection entre 2010 et 2070. Cet exercice se base sur un certain nombre d'hypothèses, notamment macroéconomiques, telles que le taux de chômage à long terme, l'inflation ou la croissance de la productivité. Dans ce papier, ces hypothèses sont celles du scénario macroéconomique utilisé par le COR dans son rapport de novembre 2017, fixant la croissance de la productivité de long-terme à 1,3 % par an et le chômage à 7%. Les assurés sont supposés liquider leur droit à pension au taux plein.

## 2 Variantes des scénarios de projection démographique

Les projections de population de l'Insee sont réalisées suivant la méthode des composantes, c'est-à-dire en faisant des hypothèses sur les trois composantes déterminant l'évolution de la population : fécondité, mortalité et migration (Blanpain et Buisson, 2016). Les dernières projections couvrent, comme le modèle Destinie, la France entière et ont pour horizon l'année 2070. Pour chaque composante, il existe trois scénarios possibles : un scénario central, un scénario haut et un scénario bas. Parmi les 27 possibilités offertes par cette méthode des composantes, trois scénarios seront plus particulièrement étudiés dans ce papier. Le scénario qualifié de central correspond aux valeurs intermédiaires pour les trois composantes : un indicateur conjoncturel de fécondité de 1,95 enfant par femme, une espérance de vie à la naissance en 2070 de 90 et 93 ans respectivement pour les hommes et les femmes, et enfin une hypothèse de solde migratoire positif à 70 000 personnes par an (solde porté essentiellement par les personnes de moins de 60 ans). Dans le scénario population jeune, l'indice conjoncturel de fécondité est porté à 2,1 enfants par femme, l'espérance de vie à la naissance est réduite de trois ans et le solde migratoire est porté à 120 000 personnes. Dans la variante population âgée, l'indice conjoncturel de fécondité est abaissé à 1,80 enfant par femme à partir de 2020, l'espérance de vie à la naissance est augmentée pour atteindre une hausse de trois ans par rapport au scénario central en 2070 et le solde migratoire est réduit à 20 000 personnes par an.

### 2.1 Ratios d'intérêt

Dans un système de retraite par répartition, l'un des ratios dont il faut surveiller l'évolution est le rapport entre le montant total des retraites et le montant total des revenus d'activité soumis à cotisations sociales. Ce rapport est égal au taux de cotisation moyen à appliquer aux revenus d'activité pour que le système des retraites soit à l'équilibre financier à chaque instant.

On peut décomposer ce ratio de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 & \frac{\text{total des dépenses de retraite}}{\text{total des revenus d'activité}} \\
 = & \frac{\text{montant moyen des pensions de retraite}}{\text{montant moyen des revenus d'activité}} \times \frac{\text{nombre de retraités}}{\text{nombre de cotisants}} \tag{1} \\
 = & \frac{\text{montant moyen des pensions de retraite}}{\text{montant moyen des revenus d'activité}} \times \frac{\text{taux de retraités}}{\text{taux d'emploi}} \times \frac{\text{nombre de personnes de plus de 65 ans}}{\text{nombre de personnes âgées de 16 à 64 ans}}
 \end{aligned}$$

De ces trois rapports, l'inverse du dernier, appelé ratio démographique, est celui qui synthétise les évolutions démographiques en rendant compte du vieillissement de la population. La figure 1 représente l'évolution du ratio démographique sur l'exercice de projection. Il est normalisé à 1 en 2013, année de base des projections démographiques. Égal en 2018 à un peu moins de 0,9 de sa valeur en 2013 dans les variantes présentées, le ratio décroît ensuite sur toute la période de projection, à un rythme plus soutenu avant 2040 qu'après. Ceci est la conséquence des générations nombreuses du baby-boom qui font augmenter fortement les effectifs des 65 ans ou plus entre 2010 et 2040. Toutefois, des disparités apparaissent entre les variantes. Le scénario de population jeune présente l'évolution du ratio démographique la moins défavorable au système de retraite à horizon 2070. Dans cette variante, la hausse plus modérée de l'espérance de vie tempère l'augmentation du nombre des 65 ans ou plus jusque vers 2040. En outre, la fécondité plus élevée augmente la population des 16-64 ans par rapport aux autres variantes à partir de 2030, ce qui atténue la baisse du ratio démographique. Ce ratio se stabilise au-delà de 2040 à 0,65 de sa valeur en 2013, du fait de l'arrivée progressive de générations nombreuses dans la tranche des 16-64 ans et de la fin du papy-boom. À l'inverse, la dynamique la plus défavorable aux dépenses de retraite est celle du scénario de population âgée. De façon symétrique, l'augmentation plus dynamique de l'espérance de vie et une fécondité plus faible dégradent plus fortement le ratio en projection, avec un niveau de 0,55 en 2040 et de 0,45 en 2070.

Toutefois, en vue d'étudier l'équilibre d'un système de retraite par répartition, le rapport du nombre de cotisants sur le nombre de retraités, aussi appelé ratio de dépendance économique, s'avère être un indicateur plus adapté, dans la mesure où les prestations vieillesse sont financées en grande partie par les cotisations prélevées sur les revenus d'activité. D'après (COR, 2017b), les cotisations ont représenté 77% des ressources du système en 2016. Si on suppose que seuls les revenus du travail financent les dépenses de retraites, cet indicateur intervient dans l'équation d'équilibre (voir l'équation 2). Tandis que le rapport démographique capte uniquement l'évolution de la structure par âge de la population, le ratio de dépendance économique est aussi directement relié à des déterminants spécifiques au système de retraite, tels que l'âge moyen de liquidation. Les positions relatives des courbes sont les mêmes que pour le ratio démographique (voir figure 2) puisque les simulations se font sous les mêmes hypothèses réglementaires pour les dates de liquidation des retraites. Néanmoins, la décroissance du ratio économique est moins prononcée sur la période 2013-2040. À cette dernière date, les valeurs sont comprises entre 0,73 et 0,85 en base 2013 suivant les scénarios démographiques. Cela résulte de la combinaison de plusieurs facteurs qui ont modéré l'évolution des flux de retraités et augmenté le nombre de cotisants par rapport à 2013. D'une part, l'augmentation de l'âge moyen de liquidation, due en partie aux réformes de 2010 et 2014 (voir encadré 1) a fortement contribué à contenir les flux

de nouveaux retraités et a augmenté le taux d'emploi des seniors. D'autre part, l'augmentation projetée du taux d'emploi des 15-54 ans atténué aussi la baisse du ratio. À partir de 2040, les deux ratios évoluent à peu près au même rythme. En effet, cette date correspond à la fin de la montée en régime de l'augmentation de la durée d'assurance nécessaire au taux plein : après 2040, toutes les générations de liquidants seront soumises à la même condition de durée pour bénéficier du taux plein. Par ailleurs, le niveau d'emploi se stabilise au-delà de 2040, si bien que les deux ratios finissent par évoluer suivant le même déterminant, à savoir le vieillissement de la population. En bout d'horizon, l'éventail du ratio de dépendance économique s'étend de 0,6 à 0,87 en base 2013.

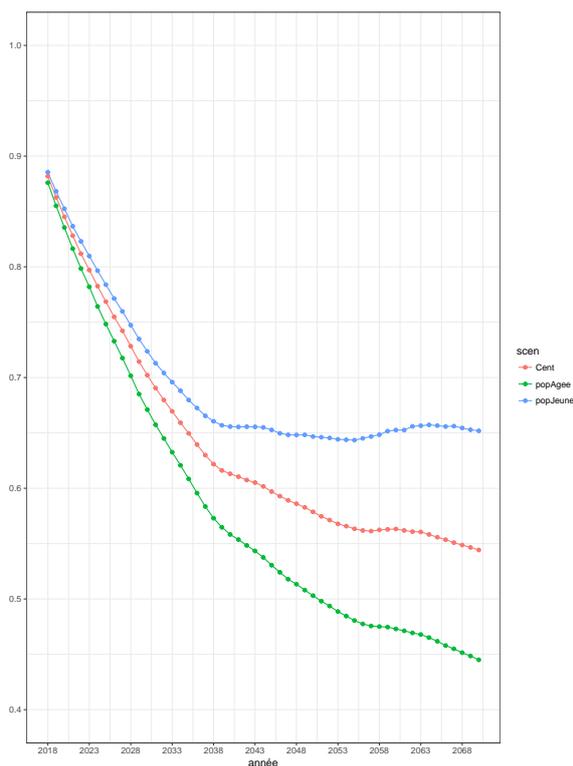


FIGURE 1 – Ratio démographique en base 2013 suivant la variante démographique.

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

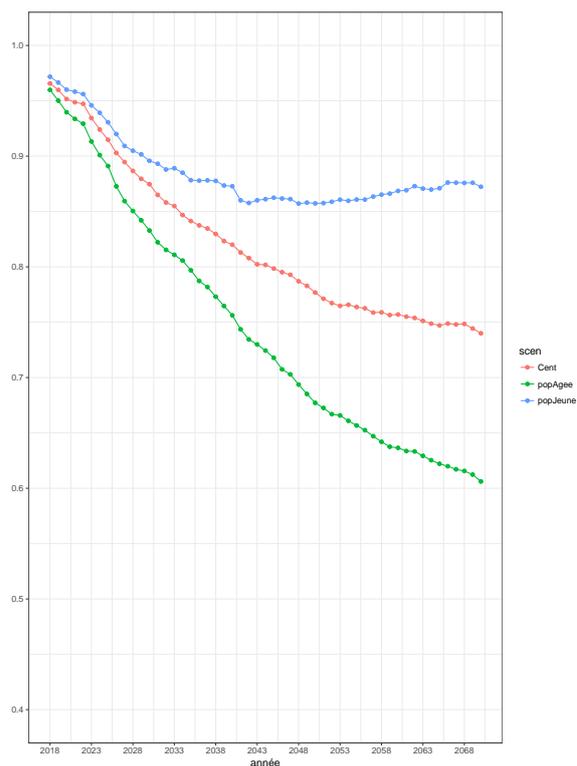


FIGURE 2 – Ratio de dépendance économique en base 2013 suivant la variante démographique.

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

L'étude de l'évolution du ratio économique suivant les variantes démographiques permet de juger l'incertitude qui règne sur cet indicateur. À titre de comparaison, on évalue également l'impact des réformes de retraite successives depuis 1993 sur l'évolution de ce ratio sous le scénario démographique central (voir figure 3). Dès 2018, l'application de l'intégralité de ces réformes a permis de réduire la baisse du ratio de dépendance économique de 10 points de pourcentage par rapport à celle projetée en l'absence de réforme en base 2013 sous la législation actuelle. L'augmentation des bornes d'âge a davantage affecté la dynamique du ratio que les augmentations de durées d'assurance nécessaires à l'obtention du taux plein. En effet, l'écart le plus important est observé après la prise en compte de la réforme de 2010 (qui a repoussé les deux bornes d'âge de deux ans), suivi ensuite par les écarts dus aux réformes de 1993, 2003 et 2014 qui ont augmenté la durée d'assurance nécessaire au taux plein de 2,5 et 1,5 années respectivement (voir encadré

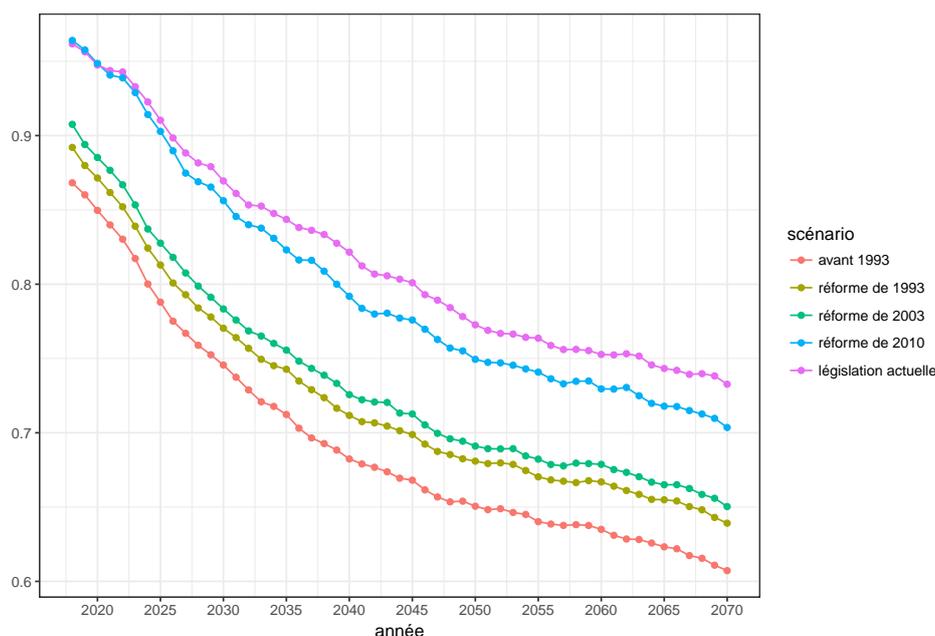


FIGURE 3 – Effets des réformes sur l'évolution du ratio économique sous le scénario démographique central.

*Note : le ratio économique est exprimé en base 2013 sous la législation de 2018.*

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

1). Sur la période 2040-2070, le ratio augmenterait d'environ 5 points en base 2013 sous l'effet de la réforme de 2010, tandis que les réformes de 1993, 2004 et 2014 contribueraient à une augmentation comprise entre 1 et 3 points en base 2013 sur la même période. Sans les réformes de retraite depuis 1993, le scénario démographique central aurait abouti en 2070 à la même valeur de ratio économique que celle projetée sous le scénario démographique pessimiste "population âgée" sous la législation actuelle.

## 2.2 Dépenses de retraites suivant les scénarios démographiques

On s'intéresse ici à l'évolution de la masse des pensions rapportée à celle des revenus d'activité dans les scénarios central et extrêmes. Comme l'illustre la figure 4, ce rapport est très sensible aux hypothèses démographiques. En 2040, l'écart entre les scénarios population âgée et population jeune est de 5% de la masse des revenus d'activité ; il double pratiquement en 2070. Dans le scénario central, la baisse de la part des pension résulte de l'indexation moins dynamique des pensions sur les prix dont l'effet l'emporte sur la dégradation du ratio économique. Ceci est encore plus visible dans la variante jeune où le vieillissement est beaucoup moins marqué. À l'inverse, dans la variante âgée, l'effet du vieillissement prend le pas sur l'indexation-prix, faisant ainsi augmenter le ratio  $\frac{\text{masse des dépenses}}{\text{masse des revenus}}$ . Celui-ci se stabilise toutefois à partir de 2050 en fin de papy-boom, lorsque la baisse du ratio économique devient plus modérée. Après cette date, les effets du vieillissement et de la faible dynamique de la pension moyenne sur l'évolution de la masse des revenus et des pensions se compensent.

Comme on vient de le voir, le niveau des dépenses dépend fortement des évolutions démographiques, l'écart entre les variantes "population âgée" et "population jeune" étant d'environ 10 points du total des revenus d'activité en 2070. Afin d'enrichir l'analyse, on s'intéresse également à l'effet de

## Encadré 1 – Les principales mesures des réformes des retraites depuis 1993

### **Réforme Balladur de 1993** du secteur privé

- la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein passe de 37,5 à 40 années
- la revalorisation des pensions sur l'inflation
- le calcul du salaire moyen de référence se fait progressivement sur les 25 meilleures années au lieu des 10 meilleures

### **Réforme Fillon de 2003**

- alignement des règles des fonctionnaires sur celles des salariés du privé en terme de durée de cotisation et de revalorisation des pensions
- la durée de cotisation nécessaire pour l'obtention du taux plein est porté à 41 ans pour les générations nées après 1952

### **Réforme Woerth de 2010**

Relèvement progressif à partir de 2011 de l'âge d'ouverture des droits de 60 à 62 ans et de l'âge d'annulation de la décôte de 65 à 67 ans

### **Réforme Touraine de 2014**

Relèvement progressif de la durée d'assurance nécessaire jusqu'à 43 ans pour les générations nées à partir de 1973

l'ensemble des réformes de retraite depuis 1993 sur le montant des dépenses. Pour cela, on refait l'exercice précédent sous la législation prévalant en 1992. Dans cette situation contrefactuelle, la sensibilité du montant relatif des pensions est du même ampleur que sous la législation actuelle (voir figure 5). Ceci n'est pas surprenant : les réformes successives ont davantage cherché à faire face au vieillissement de la population en freinant la progression du montant des pensions qu'à contrôler l'incertitude sur l'ampleur des évolutions démographiques. On note toutefois que les intervalles d'incertitude des législations 1992 et 2018 sont disjoints sur presque la totalité de la projection, la valeur du ratio étant inférieure dans le scénario âgé sous les règles actuelles à celle dans le scénario jeune sous la législation de 1992.

L'incertitude due aux évolutions démographiques est à mettre en regard de celle due au choix du scénario économique. Marino (2014) a montré que les réformes qui se sont succédées depuis 25 ans ont contribué à contenir l'augmentation du poids des dépenses de retraite dans le PIB mais de façon très dépendante des hypothèses de croissance. Si on prend les deux scénarios extrêmes de croissance de la productivité proposés par le COR à 1 et 1,8% sur le long terme, on trouve une différence de masses de pensions sur revenus d'activité de 7 points à l'horizon 2070.

## 3 Chemins vers l'équilibre

### 3.1 Les leviers de l'équilibre du système de retraite

Un système de retraite par répartition est à l'équilibre lorsque le montant des dépenses est égal à celui des ressources. Dans cette étude, le champ des dépenses couvre les pensions de droit direct et de réversion, et exclut le minimum vieillesse qui représente 1% du montant des prestations versées en 2015 (Barnouin *et al.*, 2017). L'assiette des ressources est constituée uniquement des cotisations prélevées sur les revenus d'activité, qui représente environ 3/4 du

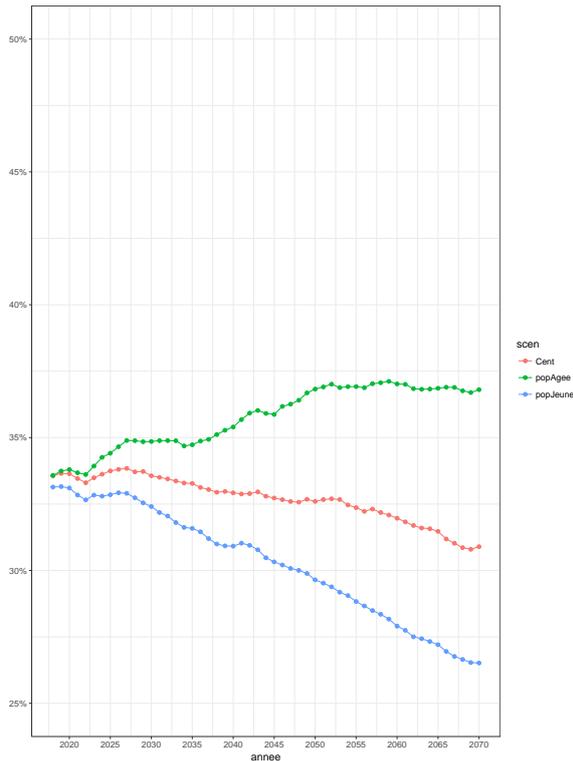


FIGURE 4 – Évolution de la masse des pensions rapportée à celle des revenus d'activité sous la législation 2018 suivant les variantes démographiques.

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

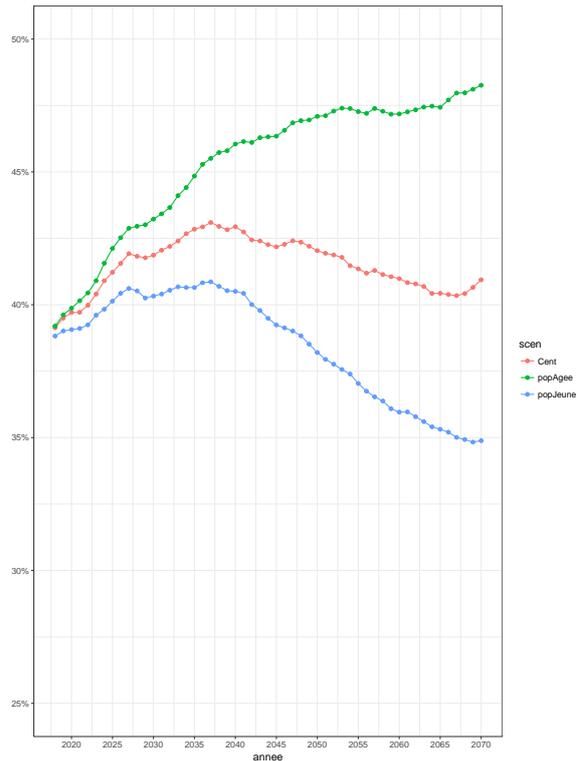


FIGURE 5 – Évolution de la masse des pensions rapportée à celle des revenus d'activité sous la législation 1992 suivant les variantes démographiques.

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

financement du système en 2016 (COR, 2017b). Le reste du financement, ignoré ici, est assuré en majorité par les impôts et taxes affectés. Sous ces restrictions, la condition d'équilibre s'écrit :

$$\frac{\text{Nombre de cotisants}}{\text{Nombre de retraités}} \times \text{Taux de cotisation} = \frac{\text{Pension brute moyenne}}{\text{Revenu d'activité brut moyen}} \quad (2)$$

Cette relation fait apparaître les trois leviers d'équilibre. Le rapport de la pension brute moyenne sur le revenu d'activité brut moyen dépend des règles de calcul de la pension à la liquidation et des règles d'indexation. Le taux de cotisation désigne ici la masse des ressources rapportée à celle des revenus d'activité bruts.

### 3.2 En actionnant un seul levier

On s'intéresse ici à l'évolution d'un des trois leviers permettant d'assurer l'équilibre du système chaque année. Pour chaque levier, on détermine l'ajustement d'équilibre en laissant les deux autres leviers évoluer spontanément à législation inchangée. Dans chaque scénario et pour chaque levier, l'ajustement est mesuré par l'écart entre la valeur d'équilibre et la valeur projetée. En agissant sur un seul levier, l'effort est porté uniquement par une catégorie de la population, les actifs ou les retraités, afin de ramener le système à l'équilibre. On présente ici seulement les ajustements, les trajectoires de niveau d'équilibre des trois leviers figurant en annexe A. L'ana-

lyse est conduite pour les scénarios démographiques central et extrêmes<sup>1</sup>.

Nous nous intéressons d'abord aux ajustements à effectuer sur la pension moyenne relative au revenu moyen d'activité. Sans la contrainte d'équilibre, la pension moyenne relative décroît dans tous les scénarios envisagés, de 55 % en 2018 à un peu moins de 40% en 2070 (voir la figure B de l'annexe B). En fin de projection, les valeurs divergent marginalement. En effet, du fait de l'indexation des pensions sur l'inflation, plus la population des retraités est âgée, plus le montant de la pension moyenne décroche par rapport au revenu d'activité moyen. On s'intéresse désormais à l'ajustement nécessaire de la pension moyenne relative pour vérifier la condition d'équilibre, compte tenu de l'évolution spontanée du ratio de dépendance économique et du taux de prélèvement sur les revenus d'activité<sup>2</sup>. Dans le scénario central, l'ajustement est négatif tout le long de la projection, traduisant un déséquilibre financier du système de retraite s'il n'était financé que par des cotisations sur les revenus d'activité (voir figure 6). L'ajustement nécessaire est à peu près stable entre -4 et -3 points sur la période 2018-2050 puis se réduit nettement ensuite pour valoir 0,5 point à l'horizon 2070. Ceci tranche avec la variante population âgée où l'effort demandé aux retraités augmente tout le long de la projection. Pour garantir l'équilibre, la pension moyenne doit diminuer de 4 points du revenu moyen des actifs en 2020 et de 7 points en 2070. Dans la mesure où l'évolution du taux de cotisation est pratiquement constant au cours du temps quel que soit le scénario démographique, ceci est le fait d'un ratio de dépendance qui se dégrade continûment. À l'inverse, dans la variante population jeune, l'évolution moins défavorable du ratio de dépendance offre davantage de marges de manœuvre et permet d'augmenter la pension moyenne relative à partir de 2045, jusqu'à 6 points en 2070. Ces résultats montrent le décrochage inévitable du niveau des pensions par rapport aux revenus d'activité - sauf dans le scénario de population jeune après 2045 - afin de garantir la soutenabilité financière du système. Néanmoins, en niveau absolu, le montant moyen des pensions assurant l'équilibre ne cesse d'augmenter en projection, quel que soit le scénario (voir la figure C de l'annexe C).

S'agissant du taux de cotisation global, l'ampleur de l'ajustement d'équilibre est également contrastée (figure 7). Elle dépend de l'évolution de la pension moyenne relative et du ratio de dépendance économique. Sans ajustement, le taux de prélèvement global décroît sur l'horizon de projection de 31% à 30%. Dans le scénario central, partant d'une situation de déséquilibre en 2018 où l'augmentation d'équilibre du taux cotisation est d'environ 2 points, l'effort demandé augmente jusqu'en 2029 à presque 3 points. Au-delà, il diminue en raison d'une plus forte baisse de la pension relative par rapport au ratio économique, pour atteindre 0,5 points en bout d'horizon. Dans la variante population âgée, l'ajustement augmente jusqu'en 2050 puis se stabilise ensuite à 6,5 points, signe que les évolutions des deux autres leviers se compensent à partir de cette date. On n'observe pas cette stabilité de l'ajustement d'équilibre dans la variante population jeune : la démographie moins défavorable permet en effet de relâcher progressivement l'effort sur les actifs dès 2025 pour finalement diminuer le taux de contribution de 4 points en 2070.

Quant au ratio de dépendance, l'ajustement d'équilibre présente une grande marge d'incertitude (voir figure 8). Son évolution spontanée a déjà été commentée dans la section 2.1. En 2040, l'ajustement du ratio varie entre 0,025 pour l'hypothèse jeune et 0,225 pour l'hypothèse âgée, tandis qu'en 2070 les valeurs vont de -0,2 à 0,225. En fait, dans la mesure où les écarts d'évolution de la pension relative et du taux de cotisation demeurent peu marqués entre les

---

1. Les ajustements nécessaires divergent dès 2018 car les variantes démographiques se distinguent dès 2013.

2. Le taux de cotisation moyen évolue en fonction de l'évolution de la structure par catégorie (privé, public, indépendants) de la population en emploi car les taux de cotisation diffèrent selon le statut.

variantes démographiques, les valeurs d'équilibre sont à peu près identiques. La sensibilité provient essentiellement de l'évolution différenciée du ratio de dépendance entre les trois scénarios. Dans les variantes centrale et jeune, l'ajustement d'équilibre diminue sur la période de projection, à un rythme toutefois plus soutenu dans l'hypothèse jeune dès 2040. Ceci s'explique par la stabilité du ratio de dépendance à partir de cette date (voir figure 2) et du décrochage de la pension moyenne par rapport au revenu moyen du fait d'une indexation moins favorable sur les prix. Dans la variante population âgée, l'ajustement augmente et se stabilise à partir de 2040. En effet, la baisse de la pension moyenne relative - et donc de la valeur d'équilibre du ratio économique - est accentuée par le vieillissement plus marqué de la population, freinant ainsi la croissance de la pension moyenne.

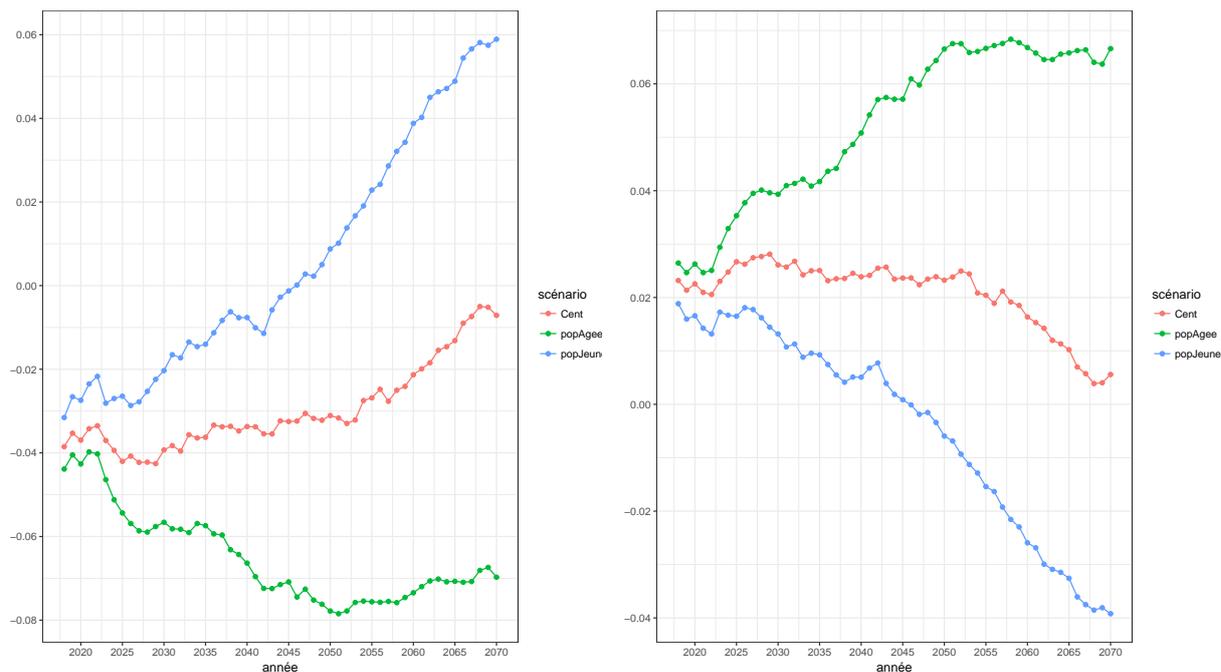


FIGURE 6 – Ajustement d'équilibre de la pension moyenne relative au revenu d'activité moyen compte tenu de l'évolution spontanée du ratio de dépendance économique et du taux de cotisation global.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

FIGURE 7 – Ajustement d'équilibre du taux de cotisation global compte tenu de l'évolution spontanée du ratio de dépendance économique et de la pension relative au revenu moyen d'activité.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

### 3.3 En jouant sur plusieurs leviers afin de répartir l'effort

Restreindre l'action sur un seul levier présente la particularité de faire contribuer une seule catégorie, les cotisants ou les retraités, à l'équilibre du système. À l'inverse, actionner simultanément plusieurs leviers permet un partage de l'effort. Nous déterminons désormais les combinaisons possibles de la pension moyenne relative et du taux de cotisation compatibles avec l'équilibre, à ratio de dépendance économique donné. Ceci est fait pour les horizons 2040, 2050, 2060 et 2070, en prenant comme valeur du ratio de dépendance celle projetée sous les différentes variantes démographiques. La figure 9 présente les combinaisons d'équilibre des deux leviers en écart à leur niveau de 2017. Les droites s'obtiennent en réécrivant la relation d'équilibre (2) à la date  $t$ , de sorte à faire apparaître les écarts :

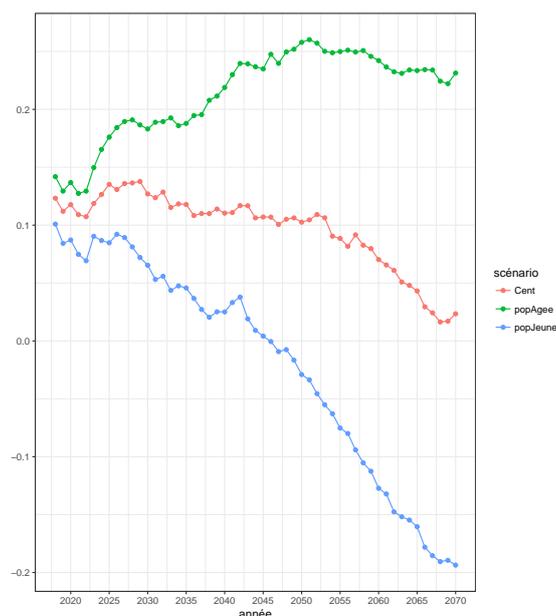


FIGURE 8 – Ajustement d'équilibre du ratio de dépendance économique compte tenu de l'évolution spontanée de la pension relative au revenu moyen d'activité et du taux de cotisation global.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

$$\begin{aligned}
 & \frac{\text{Taux}(t) - \text{Taux}(2017)}{\text{de cotisation}} \\
 = & \frac{1}{\text{ratio économique}(t)} (\text{Pens.moy}(t) - \text{Pens.moy}(2017)) \\
 & + \frac{\text{Pens.moy}(2017)}{\text{ratio économique}(t)} - \frac{\text{Taux}(2017)}{\text{de cotisation}}
 \end{aligned}$$

Cette formule montre que plus la population considérée en projection est âgée, plus la pente de la droite d'équilibre est forte. En effet, le coefficient directeur de la droite est égal à l'inverse du ratio de dépendance économique projeté, étudié à la section 2.1. Autrement dit, comme l'illustre la figure 9, plus le vieillissement est marqué, plus un ajustement marginal de la pension relative nécessitera un ajustement marginal important du taux de cotisation afin de rétablir l'équilibre. En outre, dans les variantes centrale et population âgée, cet ajustement augmente au fur et à mesure que l'horizon s'éloigne du fait de la dégradation du ratio de dépendance. À l'inverse, dans la variante population jeune, l'amélioration de ce ratio étend les marges de manœuvre du législateur : pour financer une amélioration marginale du niveau de vie relatif des retraités, l'effort marginal sur le taux de prélèvement diminue au fil des années.

Deux points des droites d'équilibre méritent une attention particulière : ceux dont l'abscisse ou l'ordonnée est nul. Le premier point correspond à la situation où la pension moyenne relative est maintenue à son niveau de 2017 à l'horizon considéré. Dans ce cas de figure, en 2040, la hausse d'équilibre du taux de cotisation par rapport à 2017 est comprise entre 7 et 13 points. En 2070, la fourchette va de 7 à 23 points d'augmentation. Le point d'ordonnée nulle se rapporte au cas où le taux de cotisation est inchangé par rapport à 2017. En 2040, afin de garantir l'équilibre, le niveau de la pension moyenne relative au revenu moyen doit diminuer de 0,1 à 0,16 par rapport à 2017 suivant le scénario démographique. En 2070, l'intervalle est de 0,1-0,25.

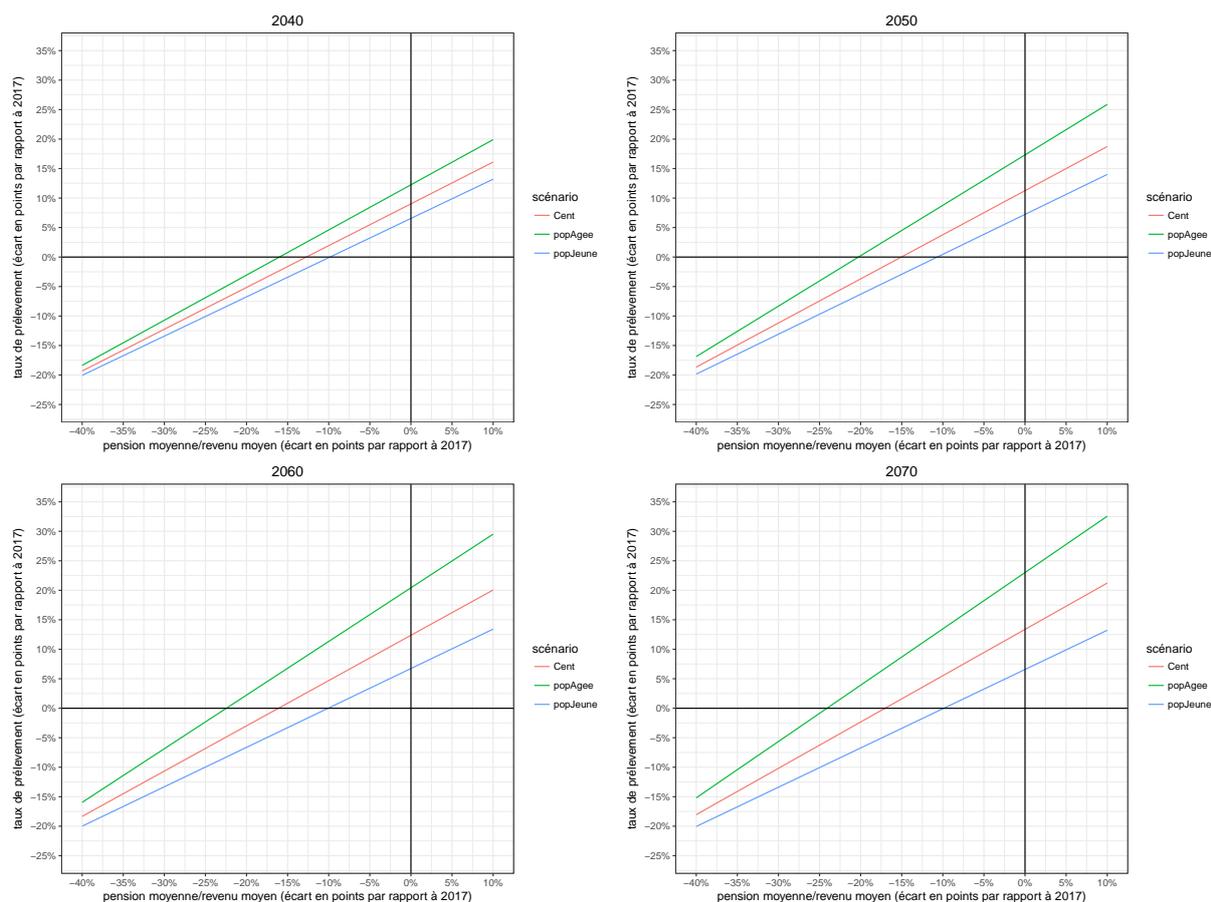


FIGURE 9 – Combinaisons du ratio pension moyenne sur revenu d'activité moyen et du taux de cotisation global assurant l'équilibre à différents horizons et sous trois scénarios démographiques.

Champ : France entière.

Source : modèle *Destinie 2*, Insee.

### 3.4 Un retour à l'équilibre via une hausse du taux d'emploi

Les ajustements considérés jusqu'ici ont porté uniquement sur des leviers spécifiques au système de retraite. En dehors des paramètres de retraite *stricto sensu*, des grandeurs macroéconomiques influent sur l'équilibre du système. C'est le cas du taux d'emploi qui intervient directement dans le calcul du ratio de dépendance économique. On s'intéresse ici à l'ajustement d'équilibre du taux d'emploi des 15-64 ans sous différentes variantes démographiques, en prenant pour acquise l'évolution de la pension moyenne relative et du taux de cotisation à législation inchangée. Comme l'illustre la figure 10, l'ajustement d'équilibre est très sensible aux hypothèses démographiques. Dans la variante âgée, un effectif plus important de retraités en lien avec une population en âge de travailler moins nombreuse nécessite une hausse substantielle du taux d'emploi. De 4 points en 2018, la hausse d'équilibre augmente jusqu'à 13 points en 2050 et se stabilise au-delà. La situation est inverse dans la variante population jeune. Sur la période 2025-2040, l'ajustement d'équilibre du taux d'emploi diminue au fur et à mesure de l'amélioration de la situation financière du système, jusqu'à s'estomper peu après 2040. Après cette période, la situation excédentaire du système de retraite, en grande partie due au contexte démographique favorable, permet d'absorber les conséquences d'une baisse du taux d'emploi par rapport à celui anticipé, jusqu'à -8 points en 2070.

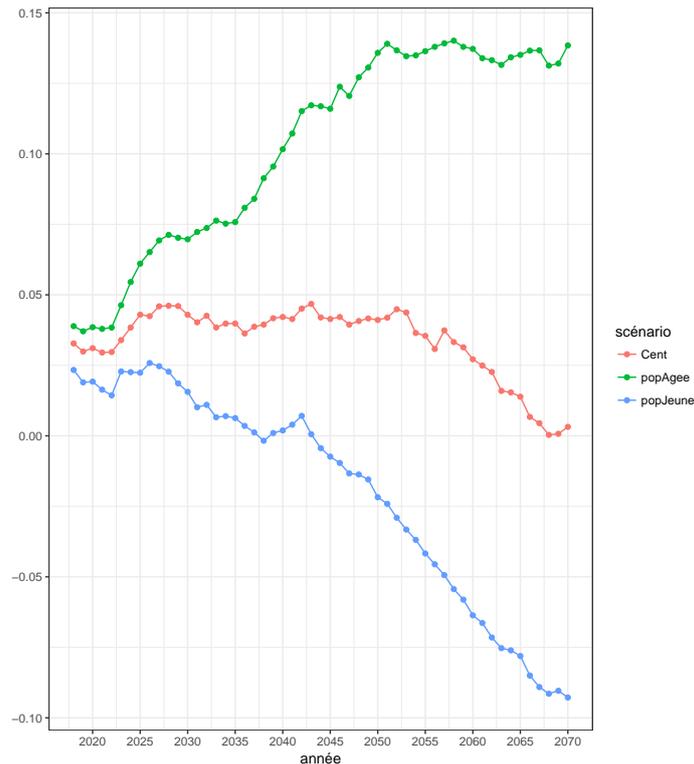


FIGURE 10 – Ajustement du taux d’emploi assurant l’équilibre compte tenu de l’évolution spontanée de la pension moyenne relative et du taux de cotisation global.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

### 3.5 L’équilibre en moyenne sur une période

À ce stade, on s’est exclusivement intéressé aux conditions de l’équilibre annuel du système de retraite, ce qui privilégie l’ajustement, à chaque date, des leviers aux chocs conjoncturels (hausse du taux de chômage diminuant les recettes) et démographiques (arrivée d’une génération nombreuse aux âges de retraite). Une alternative est de garantir l’équilibre en moyenne sur une période prédéfinie, c’est-à-dire d’assurer que les excédents dégagés lors des années où les ressources sont supérieures aux dépenses permettent de compenser les déficits apparus au cours de la période. Cela permet d’orienter les choix relatifs aux paramètres de retraite non seulement en fonction de la conjoncture mais aussi des évolutions démographiques et économiques anticipées à plus long terme. Dans les illustrations, on choisit un horizon allant de 10 à 50 ans, sachant que le Comité de suivi des retraites définit un horizon de 25 ans pour la projection de l’indicateur de solde financier du système<sup>3</sup>. On s’intéresse à deux indicateurs, le *tax gap* et le *pension gap*, dont les définitions s’appuient sur (Secrétariat général du COR, 2015). Le *tax gap* désigne la hausse du taux de cotisation global à appliquer dès 2018 afin d’assurer l’équilibre en moyenne sur la période  $[2018; 2018 + h]$ , où  $h$  désigne l’horizon considéré :

3. Décret n° 2014-654 du 20 juin 2014 relatif au comité de suivi des retraites.

$$\text{TaxGap}(h) := - \frac{\sum_{i=0}^{h-1} \frac{\text{Solde}(2018 + i)}{(1 + r_{\text{SMPT}})^i}}{\sum_{i=1}^{h-1} \frac{\text{MRA}(2018 + i)}{(1 + r_{\text{SMPT}})^i}} \quad (3)$$

où  $\text{MRA}(2018 + i)$  est égal à la masse des revenus d'activité bruts en  $2018 + i$ ,  $r_{\text{SMPT}}$  au taux de croissance nominale du salaire moyen par tête. Le solde est défini comme la différence entre la masse des cotisations prélevées sur les revenus d'activité et la masse des pensions versées. Le *pension gap* correspond lui à l'abattement à appliquer sur les pensions dès 2018 afin d'assurer l'équilibre en moyenne sur la période  $[2018; 2018 + h]$  :

$$\text{PensionGap}(h) := - \frac{\sum_{i=0}^{h-1} \frac{\text{Solde}(2018 + i)}{(1 + r_{\text{SMPT}})^i}}{\sum_{i=1}^{h-1} \frac{\text{MPENS}(2018 + i)}{(1 + r_{\text{inflation}})^i}} \quad (4)$$

où  $\text{MPENS}(2018 + i)$  est égal à la masse des pensions (droit direct et réversion) en  $2018 + i$ ,  $r_{\text{inflation}}$  au taux d'inflation.

La valeur du tax gap, définie en fonction de l'horizon d'équilibre, est soumise à une incertitude suivant les évolutions démographiques (voir figure 11). Dans les scénarios âgée et central, le tax gap est positif quelle que soit la fenêtre, signe d'un système en déficit en moyenne à tout horizon. Dans l'hypothèse centrale, la trajectoire est quasiment stable à 2,5% jusqu'à  $h=35$  puis décroît lentement ensuite pour atteindre 2% sur une période de 50 ans. Ceci coïncide avec la diminution de l'ajustement d'équilibre du taux de cotisation global dès 2050 (voir figure 7). Dans la variante âgée, le tax gap croît avec l'horizon, illustrant l'aggravation anticipée des déséquilibres à venir, toujours en cohérence avec la figure 7. Il passe de 3,5% en  $h = 10$  à plus de 5% en  $h = 50$ . À l'inverse, dans la variante jeune, le vieillissement plus tempéré de la population explique en partie la décroissance du tax gap. D'un peu moins de 2% sur une période de 10 ans, il devient légèrement négatif en  $h = 50$ . Dans ce cas de figure, le système de retraite serait à l'équilibre en moyenne sur toute fenêtre dépassant 45 ans.

Les trajectoire du pension gap différent de celles du tax gap à deux titres. D'abord, les ordres de grandeur des ajustements ne sont pas les mêmes : par exemple, dans la variante âgée, le pension gap passe de 9,5% à 10,5% entre le début et la fin de fenêtre. Cela provient d'une masse des pensions inférieure à celle des revenus d'activité, ce qui requiert un abattement des pensions supérieur l'augmentation du taux de contribution afin de pérenniser le système. Ensuite, le fait que la masse des pensions augmente plus rapidement que celle des revenus d'activité accentue la décroissance dans les hypothèses centrale et "population jeune" et stabilise la trajectoire dans l'hypothèse "population âgée".

## 4 Comment réduire la sensibilité des ajustements aux évolutions démographiques ?

Comme l'a montré la section 3.2, les ajustements d'équilibre sur les trois leviers que sont la pension moyenne relative, le ratio économique et le taux de cotisation global sont très dépendants des hypothèses démographiques. Or, dans une perspective de stabilité, il peut être souhaitable de réduire la variabilité des ajustements suivant les incertitudes démographiques. À cette fin, on étudie un mécanisme régulateur tenant compte des évolutions démographiques. L'équation 2 fait apparaître la dépendance de l'équilibre à la démographie à travers le ratio économique.

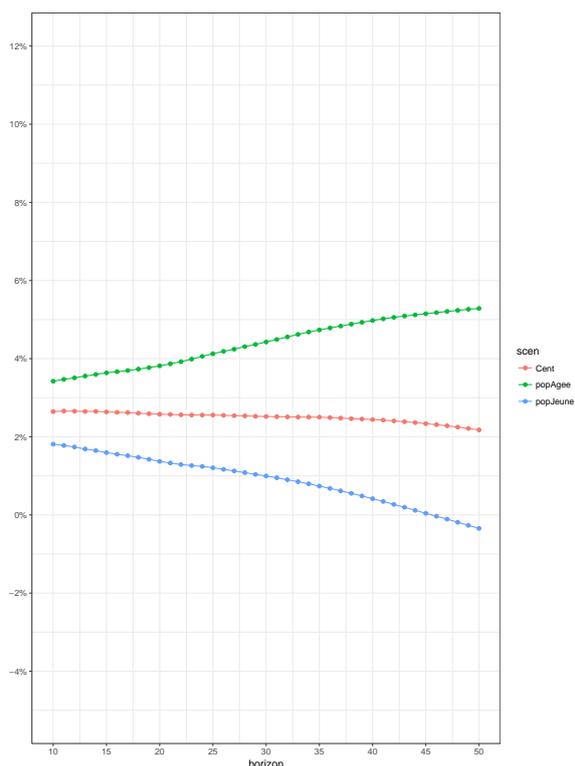


FIGURE 11 – Tax gap en 2018 en fonction de l’horizon suivant les variantes démographiques.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

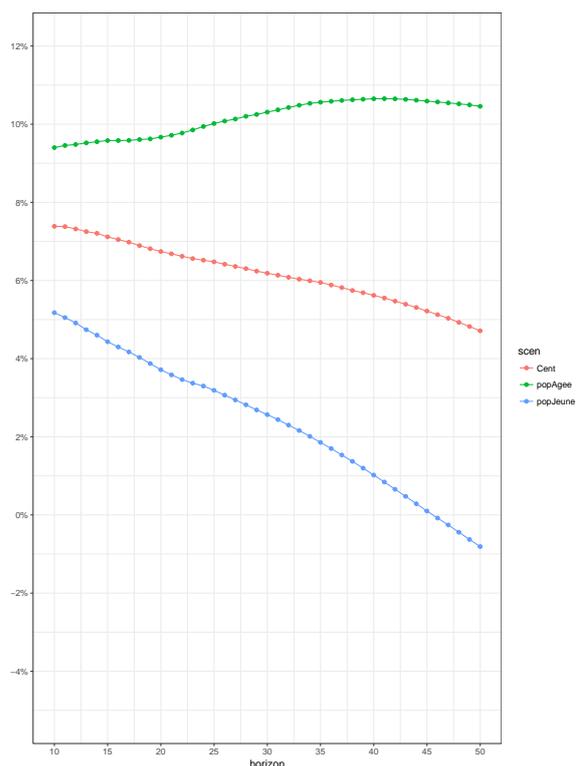


FIGURE 12 – Pension gap en 2018 en fonction de l’horizon suivant les variantes démographiques.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

Dans le but d’atténuer l’incertitude sur les ajustements d’équilibre, le dispositif recherché doit ainsi intégrer les évolutions du ratio économique dans le pilotage du système de retraite. Or, comme mentionné en introduction, la dégradation projetée du ratio est essentiellement le fait du vieillissement de la population par le *haut* dû à un allongement de l’espérance de vie. C’est donc aux gains de longévité que doit répondre le mécanisme stabilisateur, en accommodant le montant des dépenses. Ceci peut être fait en agissant sur l’un des deux déterminants de la masse des retraites : les effectifs (par exemple en décalant l’âge d’ouverture des droits) ou le montant de la pension moyenne. On étudie dans cette partie un rouage s’adressant au montant moyen via une modulation de la pension à la liquidation. Après avoir présenté ce mécanisme, on examinera ses effets sur deux indicateurs de suivi du système de retraite et sur la sensibilité des leviers d’équilibre.

#### 4.1 Une réduction de la sensibilité via une modulation des pensions à la liquidation

Afin de réduire la sensibilité des ajustements d’équilibre à la démographie, le système de retraite doit être piloté en fonction des gains d’espérance de vie, comme expliqué en introduction de cette partie. Ceci peut être fait à l’aide d’un mécanisme stabilisateur qui adapte le montant des dépenses en fonction des gains de longévité. Inspiré de Lassila et Valkonen (2008), celui-ci consiste à appliquer un coefficient correcteur tenant compte de l’allongement de l’espérance de vie à la pension au moment de la liquidation. Ce coefficient est construit de la manière suivante.

Considérons un individu liquidant sa retraite à 62 ans à la date  $t$  et dont la pension à la liquidation est normalisée à 1. La somme actualisée des flux de pensions reçues par cet individu est égale à  $\sum_{s=63}^{+\infty} \frac{1}{(1+r)^{s-62}} \mathbb{1}_{X \geq s}$ , où  $r$  désigne le taux d'actualisation et  $X$  l'âge de décès. La

valeur moyenne de ce flux est égale à  $\sum_{s=63}^{+\infty} \frac{1}{(1+r)^{s-62}} \mathbb{P}_t(X \geq s | X \geq 62)$  où les probabilités conditionnelles dépendent de  $t$ . Les quantités  $\mathbb{P}_t(X \geq s | X \geq 62)$  étant inconnues, on estime cette valeur par

$$A(t, 62) := \sum_{s=63}^{+\infty} \frac{S(t-1, 62, s)}{(1+r)^{s-62}} \quad (5)$$

où  $S(t-1, 62, s)$  désigne la probabilité de survie à l'âge  $s$  sachant que l'individu est vivant à 62 ans, calculée sur la base des quotients de mortalité observés en  $t-1$ . Du fait de la baisse de la mortalité au fil des années,  $A$  est une fonction croissante en  $t$  : à âge de départ fixé (ici égal à 62 ans), la valeur moyenne d'une annuité, estimée sur la base des quotients de mortalité instantanés, augmente avec la génération. Ainsi, afin de neutraliser en partie les gains de longévité à partir d'une date  $t'$ , les pensions liquidées à compter de  $t'$  sont multipliées par

$$\alpha(g, 62) := \frac{A(t', 62)}{A(g+62, 62)} \quad (6)$$

où  $g$  désigne la génération.

L'idée d'un tel coefficient est simple : plus un retraité vivra longtemps, plus sa pension liquidée sera diminuée. Il vise à instaurer un équilibre entre durée de perception et montant de pension. Toutefois, bien que  $\alpha(g, 62)$  dépende seulement de la génération, il est calculé uniquement à partir de la mortalité instantanée et non de celle projetée. De ce fait, il n'intègre pas les gains de longévité dont bénéficiera effectivement la génération concernée pendant le cycle des vieux jours, et sous-estime ainsi la valeur moyenne d'une annuité. Du point de vue du pilotage, ce choix présente l'avantage de stabiliser l'évolution de  $\alpha$  - les variations annuelles d'espérance de vie instantanée à 62 ans étant faibles -, et dispense une révision de ce paramètre à chaque nouvel exercice de projection démographique.

Définie ainsi, la valeur de  $\alpha(g, 62)$  ne dépend pas de l'âge de liquidation. On aurait pu envisager un dispositif plus général en définissant d'abord

$$A(t, a) := \sum_{s=a+1}^{+\infty} \frac{S(t-1, a, s)}{(1+r)^{s-a}} \quad (7)$$

puis

$$\alpha(t, a) := \frac{A(t', a)}{A(t, a)} \quad (8)$$

où  $t$  et  $a$  désignent respectivement la date et l'âge de liquidation. Ce coefficient serait appliqué à toutes les pensions liquidées en  $t \geq t'$ . Néanmoins, pour tout  $g$ , l'application  $a \mapsto \alpha(g+a, a)$  est décroissante<sup>4</sup>, i.e. plus un individu reporte son départ, plus l'abattement sur sa pension sera élevé. Dans cette configuration, le mécanisme serait désincitatif au maintien dans l'emploi. On a préféré écarter cette généralisation qui rendrait le dispositif économiquement non viable.

Avant d'analyser l'effet de  $\alpha$  sur les leviers d'équilibre, on examine son impact sur deux indicateurs de suivi du système de retraite : la masse des pensions rapportée à celle des revenus

4. Ce résultat empirique a été constaté lors de nos travaux.

d'activité et le taux de remplacement du dernier salaire par la pension à la liquidation. Dans le reste de l'article, on choisira  $r = 2\%$  et  $t' = 2018$ . Comme l'illustre la figure 13, l'application de  $\alpha$  atténue l'incertitude autour du ratio dépenses sur revenus d'activité : en fin d'horizon, l'étendue du rapport est réduite de 40% en niveau relatif. L'application de  $\alpha$  aux pensions liquidées crée toutefois de l'incertitude sur le taux de remplacement. Le taux de remplacement médian projeté varie peu entre les scénarios démographiques<sup>5</sup> (voir figure 14), diminuant de 65% à un peu de plus de 50% sur l'horizon de la projection. Lorsqu'on introduit le coefficient correctif  $\alpha$ , il diminue par rapport à la situation sans correctif, et passe de 65% à 42,5% pour les liquidations effectuées en 2070. À cette date, l'écart entre les scénarios extrêmes est d'environ 5 points (voir figure 15).

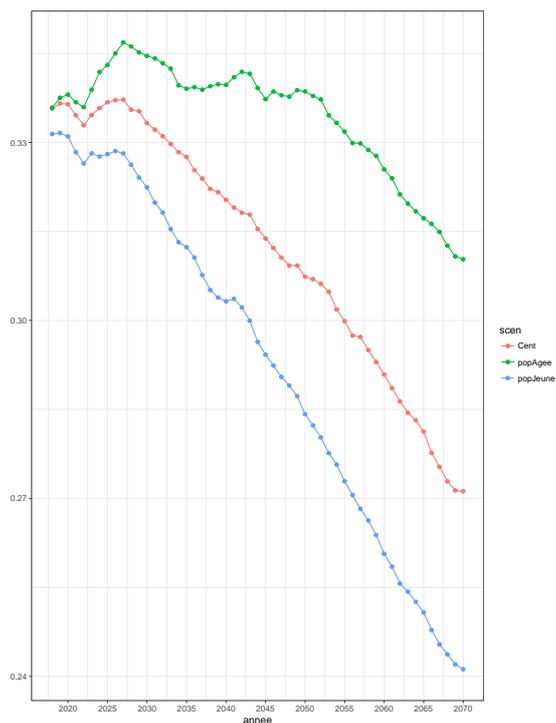


FIGURE 13 – Évolution de la masse des pensions rapportée à celle des revenus d'activité suivant les variantes démographiques après application du coefficient  $\alpha$ .

Champ : France entière.

Source : modèle *Destinie 2*, Insee.

## 4.2 Effet de $\alpha$ sur les leviers d'équilibre

Nous venons de mettre en évidence le rôle de  $\alpha$  dans la réduction de la sensibilité des dépenses à la démographie. Cette sensibilité est-elle également réduite sur les trois leviers d'équilibre ? En plus de répondre à cette question, nous étudierons l'incertitude sur le tax gap et le pension gap en présence de  $\alpha$ .

Dans les trois scénarios démographiques envisagés, le coefficient  $\alpha$  diminue chaque année l'effort d'ajustement sur la pension moyenne relative en cas de déficit (figure 16). Étant donné que la cible d'équilibre ne dépend pas de  $\alpha$ , ceci provient d'une baisse en projection de la pension moyenne sous l'effet de ce coefficient. Une partie du vieillissement est neutralisée par  $\alpha$ , ce qui

5. Les légers écarts sont dus aux fluctuations d'échantillonnage.

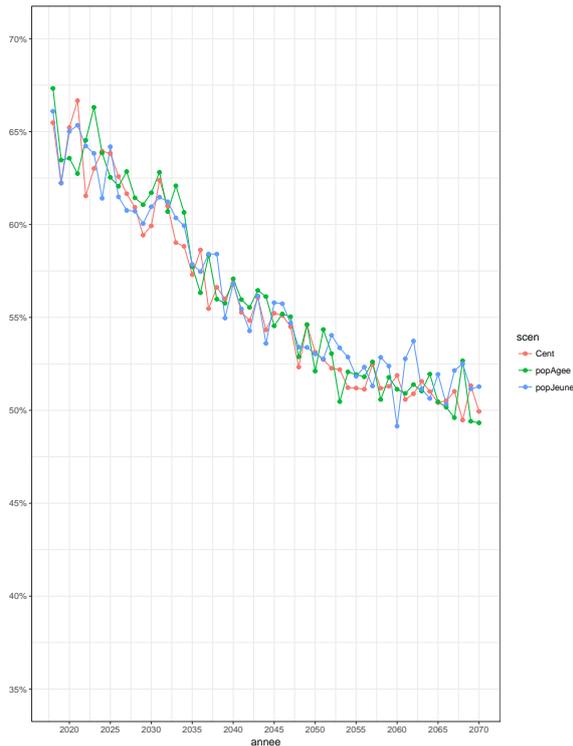


FIGURE 14 – Taux de remplacement médian.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*



FIGURE 15 – Taux de remplacement médian avec application du coefficient  $\alpha$ .

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

atténué l'ajustement d'équilibre. À partir de 2030, le niveau de l'ajustement décroît dans la variante âgée, ce qui indique que le ratio de la pension moyenne sur le revenu moyen se rapproche de sa trajectoire d'équilibre. Ce résultat est à comparer à celui qu'on obtient en l'absence de  $\alpha$  (voir figure 6). Dans ce cas de figure, le ratio s'écarte de sa valeur d'équilibre jusqu'en 2050 puis s'en rapproche très modérément ensuite.

S'agissant du ratio économique,  $\alpha$  réduit en période de déficit le niveau de l'ajustement d'équilibre (figure 17). Ceci s'explique par un niveau d'équilibre plus faible sous l'effet de  $\alpha$ . Comme pour le levier de la pension moyenne relative, l'impact de  $\alpha$  sur l'évolution de la pension moyenne tend à rapprocher le ratio économique de sa valeur d'équilibre dans la variante âgée.

Quant au taux de cotisation global, l'effort d'équilibre est moindre sous l'effet de  $\alpha$  (figure 18). Ce coefficient diminue la valeur d'équilibre en réduisant la pension moyenne. Sachant que le taux de cotisation projeté est neutre à  $\alpha$ , ceci explique la diminution de l'ajustement d'équilibre. Pour la même raison que pour la pension moyenne relative, la courbe d'ajustement est décroissante dès 2030 dans la variante âgée, ce qui tend à montrer qu'en terme de soutenabilité financière, le vieillissement de la population est plus que contrebalancé par  $\alpha$ .

Ainsi, quel que soit le levier envisagé,  $\alpha$  diminue l'effort d'ajustement à l'équilibre en cas de déficit. Il rapproche les trajectoires des leviers vers celles garantissant la soutenabilité, en modifiant soit la valeur du levier, soit la valeur d'équilibre. Par ailleurs, à travers un ajustement du montant des pensions en fonction des gains de longévité,  $\alpha$  réduit la sensibilité du niveau d'ajustement à la démographie. Son impact sur le système de retraite croît avec le temps, du fait des gains continus d'espérance de vie et des flux de liquidants soumis à ce coefficient. Dans les scénarios central et "population jeune", le retour à l'équilibre est envisagé même en l'absence de  $\alpha$ , ce dernier permettant de l'atteindre plus tôt. C'est en fait dans le scénario âgé que l'effet est

le plus saillant : le système se rapproche de l'équilibre au fil des années tandis qu'il s'en écarte en l'absence de  $\alpha$ .

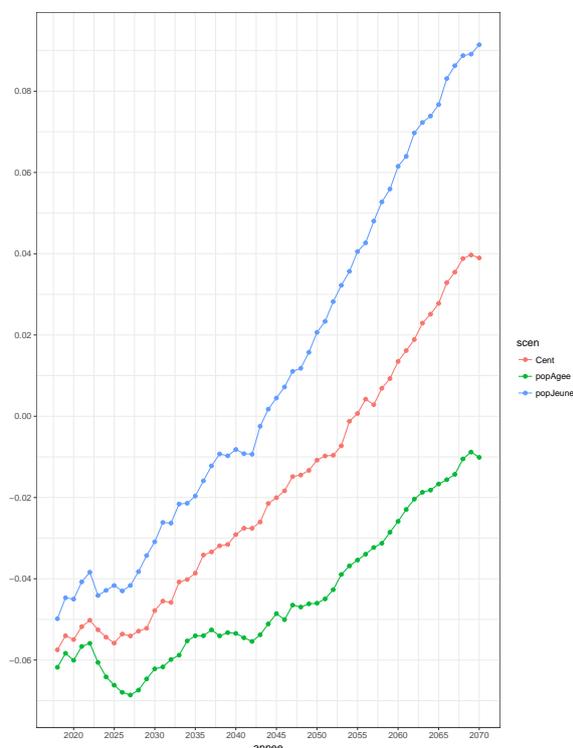


FIGURE 16 – Ajustement d'équilibre de la pension moyenne relative en présence de  $\alpha$ .  
*Champ : France entière.*  
*Source : modèle Destinie 2, Insee.*



FIGURE 17 – Ajustement d'équilibre du ratio économique en présence de  $\alpha$ .  
*Champ : France entière.*  
*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

Quel est l'effet de  $\alpha$  sur le tax gap et le pension gap ?

Dans les trois scénarios,  $\alpha$  diminue le tax gap en augmentant le solde. Dans la variante jeune, ceci permet d'atteindre l'équilibre en moyenne à un horizon raccourci de 10 ans (voir figure 19). Ainsi, les excédents dégagés au terme de 35 ans compensent les déficits cumulés au cours des premières décennies. Dans l'hypothèse centrale, l'équilibre moyen est presque atteint au bout de 50 ans. Dans la variante âgée, à l'inverse de la figure 11, le tax gap croît modérément jusqu'à un horizon de 35 ans avant de décroître, tout en ne permettant pas d'atteindre l'équilibre aux horizons considérés ici.

En ce qui concerne le pension gap défini par l'équation 4, l'effet de  $\alpha$  semble moins évident puisqu'il diminue à la fois le numérateur et le dénominateur. La comparaison du niveau du pension gap entre les figures 20 et 12 montre cependant que l'effet sur le numérateur est prédominant : sous l'incidence de  $\alpha$ , la diminution relative de l'opposé de la somme actualisée des soldes financiers est supérieure à celle de la somme actualisée de la masse des pensions. Dans l'hypothèse âgée, le pension gap devient décroissant avec l'horizon sous l'effet de  $\alpha$  alors qu'il était croissant auparavant. Malgré tout, le pension gap est positif à tout horizon dans les scénarios central et "population âgée", signifiant que l'effort demandé au moment de la liquidation n'est pas suffisant pour garantir l'équilibre, même sur le long terme.



FIGURE 18 – Ajustement d'équilibre du taux de cotisation global en présence de  $\alpha$ .

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

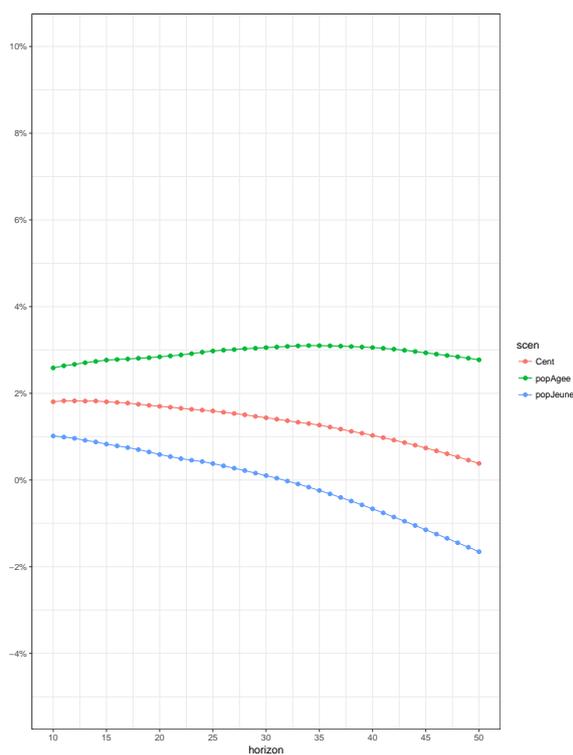


FIGURE 19 – Tax gap en fonction de l'horizon en présence de  $\alpha$ .

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

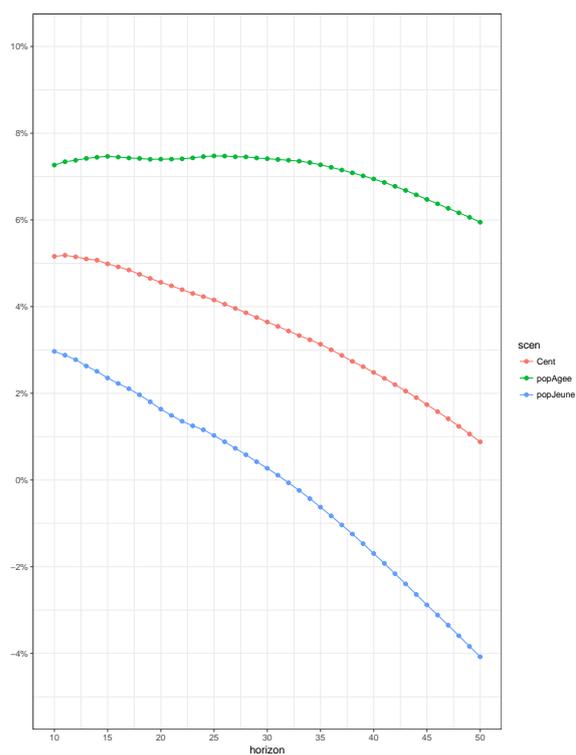


FIGURE 20 – Pension gap en fonction de l'horizon en présence de  $\alpha$ .

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

## 5 Équité inter-générationnelle

À ce stade, différents mécanismes ont été envisagés afin d'assurer de façon systématique ou indirecte l'équilibre du système de retraite. Celui-ci peut être obtenu directement en ajustant le montant des pensions, le taux de cotisation global ou le nombre de retraités relativement au nombre de cotisants. L'introduction d'un facteur correctif des gains d'espérance de vie permet, quant à elle, de contenir l'évolution des dépenses de pension et de réduire sa sensibilité aux trajectoires démographiques. Ces ajustements peuvent toutefois impacter différemment les générations suivant les évolutions démographiques, soulevant ainsi la question de l'équité inter-générationnelle. Par exemple, dans l'hypothèse d'un rééquilibrage entièrement assuré via un ajustement des cotisations, à quel taux de cotisation moyen est soumise chaque génération ? Quel est l'effet de  $\alpha$  sur le cumul de prestations perçues par cohorte ? On répond à ces questions dans cette partie.

### 5.1 L'effet inter-cohorte d'un rééquilibrage via un ajustement des cotisations

On se place dans le cas où le retour à l'équilibre passe exclusivement par le canal des cotisations. On s'intéresse alors au taux de cotisation moyen auquel est soumise chaque génération. Pour chaque cohorte  $g$ , ce taux, noté  $\text{TxCotis}(g)$ , est défini comme le rapport entre le cumul des cotisations et le cumul des revenus d'activité de tous les individus de la cohorte :

$$\text{TxCotis}(g) := \frac{\sum_{i \in \text{geng}} \sum_{t \in A_i} \frac{\text{Cotis}_i(t)}{\text{SMPT}_t}}{\sum_{i \in \text{geng}} \sum_{t \in A_i} \frac{\text{Revenu}_i(t)}{\text{SMPT}_t}}, \quad (9)$$

où  $\text{geng}$  désigne l'ensemble des individus de la génération  $g$ ,  $A_i$  l'ensemble des périodes d'activité de l'individu  $i$ ,  $\text{Revenu}_i(t)$  (resp.  $\text{Cotis}_i(t)$ ) le revenu d'activité brut (resp. les cotisations retraite prélevées sur les revenus d'activité) de  $i$  à la date  $t$ . Les cotisations ainsi que les revenus sont déflatés du SMPT de l'année courante. On considère que l'équilibre est assuré chaque année à partir de 2018 via un ajustement du taux de cotisation. Afin de comparer, entre les générations, l'effort de contribution consenti uniquement pendant les années de rééquilibrage systématique, seuls sont considérés les flux de cotisations et de revenus à partir de 2018. Comme l'illustre la figure 21, le taux de cotisation moyen décroît au fil des générations dans les scénarios central et jeune. En hypothèse médiane, ce taux moyen diminue de 0,5% entre les générations 1965 et 2000, passant d'un peu plus de 33% à un peu plus de 32,5%. En hypothèse jeune, la baisse est plus prononcée : le taux de cotisation moyen passe de 31,7% à 30% entre les deux générations extrêmes. Ces résultats reflètent l'amélioration projetée de la situation financière du système de retraite, permettant ainsi de diminuer le taux d'effort demandé aux jeunes générations de cotisants. Ce n'est pas le cas dans la variante âgée : la dégradation accrue du solde financier exige une plus forte contribution des jeunes cohortes. Ainsi, en hypothèse âgée, le taux moyen passe de 35% pour la cohorte née en 1965 à 36% pour celle apparue en 2000. Toutefois, ce constat est à mettre en balance avec la plus forte longévité des jeunes générations qui bénéficieront d'une durée de retraite plus élevée.

### 5.2 L'effet inter-générationnel de $\alpha$ sur le cumul de pensions

On étudie l'impact de  $\alpha$  sur les générations de retraités. Comme rappelé à la section 4.1, ce coefficient module la pension à la liquidation en fonction de l'allongement de l'espérance

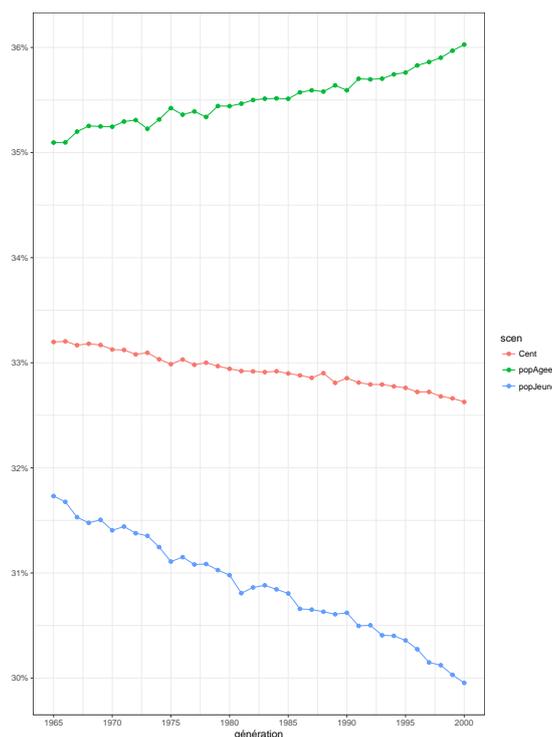


FIGURE 21 – Taux de cotisation moyen par génération dans le cas d’un rééquilibrage assuré via un ajustement des cotisations.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

de vie, dans le but d’équilibrer montant et durée de retraite. Une analyse de l’équité inter-générationnelle uniquement au regard de la pension liquidée omettrait la durée des vieux jours, dont l’évolution justifie pourtant la construction de  $\alpha$  pour partie. C’est bien le flux de pensions touchées pendant le cycle de retraite, combinant à la fois les dimensions de montant et de durée, qui constitue l’indicateur pertinent de comparaison entre générations. On calcule donc, pour les cohortes nées entre 1960 et 1989 regroupées en classe quinquennale, la moyenne de la somme des pensions déflatées des prix perçues au cours de la retraite<sup>6</sup>. Cette moyenne, normalisée à 1 pour les générations 1960-1964, est reportée dans la figure 22. Sous les règles actuelles, elle augmente au fil des classes de générations. Ceci est le fait de l’augmentation en termes réels de la pension à la liquidation et de la durée de retraite au cours des générations. La progression du montant de la pension provient en partie des gains continus de productivité (qui impactent le salaire de référence) et de l’amélioration des carrières féminines (qui augmente le taux de proratisation). L’allongement de la durée de retraite résulte d’une hausse de l’espérance de vie supérieure à celle de l’âge moyen de liquidation (voir annexe D). On note que, par rapport aux générations 1960-1964, la hausse est plus faible dans la variante jeune, du fait d’une baisse moins dynamique de la mortalité entre générations sous ce scénario. Ainsi, bien que les jeunes générations voient leur pension moyenne diminuer en niveau relatif par rapport à leurs aînés, l’analyse longitudinale montre qu’elles bénéficient d’un cumul de prestations sur la période de retraite en moyenne plus élevé. Quant aux résultats en présence de  $\alpha$  (voir figure 23), ils se résument selon les traits

6. Afin de tenir compte des pensions perçues au cours de l’intégralité du cycle de retraite, l’horizon de simulation a été poussé au-delà de celui des projections démographiques de l’Insee, correspondant à l’année 2070. À cette fin, les quotients de mortalité ont été prolongés en fonction de l’évolution projetée entre 2069 et 2070.

suivants. Tout d'abord,  $\alpha$  réduit les écarts entre générations quel que soit le scénario. Ceux-ci continuent toutefois d'augmenter au fil des cohortes, preuve que l'effet des gains de longévité sur le cumul des pensions l'emporte sur celui de la baisse de la pension moyenne. Néanmoins, la concavité des courbes est plus prononcée qu'en l'absence de  $\alpha$ , ce qui montre qu'au fur et à mesure de l'augmentation de l'espérance de vie, les deux effets s'équilibrent en partie. D'ailleurs, le fait que les niveaux par rapport aux générations 1960-1964 soient plus faibles dans la variante âgée - si l'on raisonne en coupe - est un argument en ce sens. Enfin, la présence de  $\alpha$  conduit à creuser les écarts entre les scénarios démographiques.

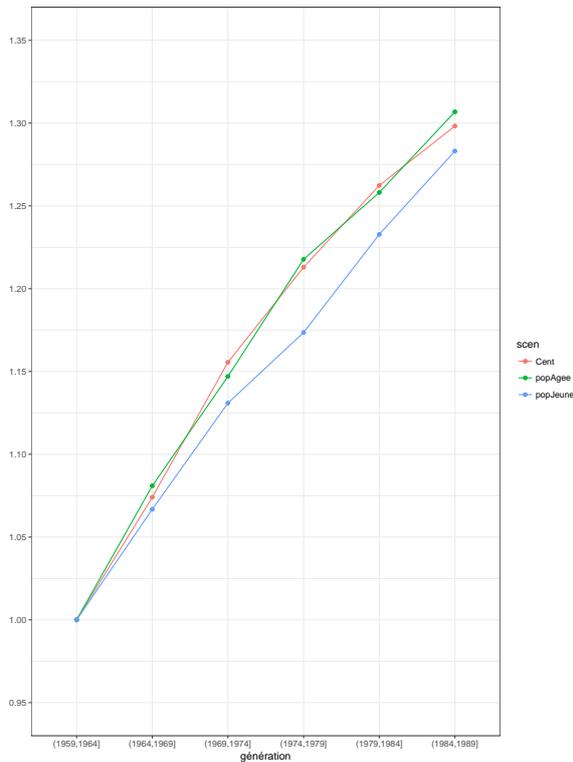


FIGURE 22 – Moyenne par génération de la somme des pensions déflatées des prix perçues au cours de la retraite.

*Note : la valeur est normalisée à 1 pour les générations 1960-1964.*

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

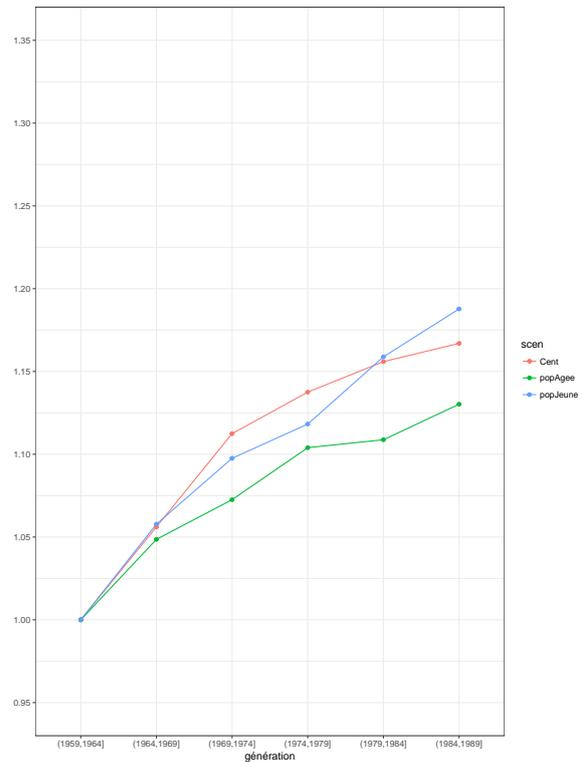


FIGURE 23 – Moyenne par génération de la somme des pensions déflatées des prix perçues au cours de la retraite en présence de  $\alpha$ .

*Note : la valeur est normalisée à 1 pour les générations 1960-1964.*

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

## 6 Mortalité différentielle

Les différences de mortalité entre groupes d'individus ont été étudiées depuis longtemps. Les quotients de mortalité de la population sont en général déclinés par sexe et âge. Le profil par âge du risque de mortalité est resté constant au cours du temps au moins depuis 1900 (Goujon et Ménoret, 2010). Il présente une décroissance entre 0 et 10 ans, car les enfants sont moins sensibles aux problèmes de santé en grandissant, puis une croissance entre 10 et 20 ans due aux comportements à risque. Le vieillissement entraîne ensuite une hausse exponentielle des quotients de mortalité à partir de l'âge de 30 ans (Ined, 2007).

À ce profil par âge, s'ajoute une mortalité différentielle par sexe. Ainsi la différence d'espérance de vie à la naissance entre femmes et hommes est de 6 ans en 2017 (Insee, 2018). Cette différence a crû jusqu'au milieu des années 1970 avant de décroître à partir du milieu des années 1990 (Meslé, 2004; Insee, 2018). Cette diminution du différentiel s'explique notamment par la réduction des différences de comportements tabagiques entre femmes et hommes.

En France les études sur les inégalités sociales face à la mort se sont surtout concentrées sur les différences de mortalité en fonction de la catégorie socio-professionnelle depuis les travaux de Bertillon (1892) jusqu'à ceux de Blanpain (2016). Cette variable a été privilégiée car la mortalité étant un événement rare, il est nécessaire de disposer de grands échantillons pour la mesurer. Plus récemment ont été calculées les différences d'espérance de vie suivant le niveau de diplôme (Blanpain, 2016) et par niveau de vie (Blanpain, 2018). Monteil et Robert-Bobée (2006) étudient les corrélations des probabilités de décéder aux âges actifs avec à la fois le niveau de diplôme et la catégorie socio-professionnelle. Bommier *et al.* (2005), quant à eux, ont mobilisé les données de l'Échantillon Interrégimes de Retraités (EIR) pour estimer l'élasticité des taux de mortalité au niveau des pensions.

Ces différences de mortalité observées par sous-groupe de population doivent ensuite être projetées pour être intégrées dans le modèle de microsimulation. Les projections démographiques de l'Insee fournissent une projection des quotients de mortalité sur la période 2013-2070 suivant le sexe et l'âge (Blanpain et Buisson, 2016). Ces projections permettent de projeter exactement la population ainsi stratifiée à l'aide du modèle Destinie. La partie 6.1 vise à intégrer au modèle une mortalité différentielle qui dépend également d'une variable de stratification sociale.

## 6.1 Mortalité différentielle suivant le diplôme

Plusieurs variables de stratification sociales peuvent *a priori* être envisagées telles le diplôme, le revenu ou le montant des cotisations retraites (Bozio *et al.*, 2018). Le choix des variables à retenir est cependant contraint à la fois par les données disponibles sur la mortalité différentielle et par les variables présentes dans le modèle lors de la simulation de la mortalité. D'une part, l'Insee fournit des tables de mortalité rétrospectives par catégorie socio-professionnelle par diplôme (Blanpain, 2016) et par niveau de vie (Blanpain, 2018). D'autre part, par construction du modèle Destinie, la partie démographique qui réalise la simulation des naissances et des décès est préalable aux simulations des trajectoires professionnelles et de revenus. Parmi les variables pour lesquelles les tables de mortalité différentielles sont disponibles, seul le niveau de diplôme et plus précisément l'âge de fin d'étude peut donc servir de variable de stratification dans le modèle.

Ce choix contraint semble correspondre en première approximation à la réalité de la mortalité différentielle en France - et en particulier pour les femmes. Par exemple sur la période 1991-1999, Monteil et Robert-Bobée (2006) montrent qu'aux âges actifs, à situation matrimoniale et situation sur le marché du travail données, la mortalité des femmes dépend du niveau de diplôme mais pas de la catégorie socio-professionnelle, une fois pris en compte le niveau de diplôme. La mortalité différentielle chez les hommes dépend du niveau de diplôme, mais la catégorie sociale reste une variable significative pour expliquer le taux de mortalité même en prenant en compte le niveau de diplôme.

Nous intégrons donc dans le modèle une mortalité différentielle fondée sur les tables de mortalité différentielle par âge et par diplôme. Blanpain (2016) fournit les quotients de mortalité par âge en fonction du niveau de diplôme sur les périodes 1991-1999, 2000-2008 et 2009-2013. Or, l'exercice de projection requiert de fournir

ces coefficients au-delà de l'année 2013. Il faut donc les faire évoluer en projection en respectant le niveau global de mortalité de la population par âge et par sexe (voir par exemple les quotients de mortalité projetés des femmes entre 2013 et 2070 en annexe ??)

## 6.2 Comparaison théorique de deux méthodes de projection

Plusieurs solutions ont été retenues dans les modèles de microsimulation pour projeter sur des sous-populations les hypothèses d'évolution de la mortalité de la population française globale. Un premier modèle utilisé est le modèle relationnel de Cox qui suppose une proportionnalité fixe au cours du temps entre la mortalité à un âge donné dans un sous-groupe et celle au même âge dans la population générale. Cette modélisation est implémentée par exemple dans le modèle Prisme de la Cnav pour des sous-groupes constitués en fonction des types de liquidation comme l'invalidité (Albert *et al.*, 2009). Un second modèle relationnel, proposé par Brass, consiste à relier le logit des quotients de mortalité par âge de la sous-population à celui de la population globale. On conserve ensuite cette relation pour obtenir les quotients de mortalité projetés de la sous-population. C'est la méthode retenue par Buisson et Senghor (2016) pour projeter les décès au sein de la population des assurés du régime des retraites de la fonction publique d'État.

Pour choisir la méthode à utiliser en projection, les méthodes relationnelles sont testées en essayant de prédire les quotients de mortalité en France métropolitaine par niveau de diplôme et par sexe sur la période 2009-2013 en utilisant à la fois les quotients de mortalité déclinés par catégorie sur la période 1991-1999, l'évolution globale de la mortalité entre les deux périodes et l'évolution de la structure par diplôme entre ces deux périodes.

### 6.2.1 Proportionnalité

Cette première méthode consiste à supposer que les évolutions des quotients de mortalité par âge et par sexe sont les mêmes pour tous les niveaux de diplôme. Une hypothèse supplémentaire est de considérer que les quotients de mortalité par niveau de diplôme par âge et par sexe évoluent comme le quotient de mortalité en population générale par âge et par sexe. Mais cela conduit à sous-estimer pour toutes les catégories les quotients de mortalité en 2009-2013. Car la baisse de la mortalité en population entre ces deux périodes n'est pas uniquement exogène mais due en partie à un changement de composition de la population. En effet, à âge et sexe fixés, le niveau de diplôme a globalement augmenté entre 1991-1999 et 2009-2013.

Il faut donc tenir compte de cette évolution de structure. Pour cela, on conserve l'hypothèse d'évolution identique de la mortalité pour tous les sous-groupes de niveau de diplôme mais on suppose que l'on connaît aussi la répartition de chaque classe d'âge par niveau de diplôme au cours des deux périodes. Ces deux hypothèses sont suffisantes pour déterminer les quotients de mortalité projetés par niveau de diplôme. Lorsqu'on compare les quotients observés et ceux projetés en 2009-2013 par cette méthode conservant les *ratios de risque* c'est-à-dire les rapports de risques de décès entre chaque classe de diplôme, les résultats sont très proches à tout âge et pour tous les sous-groupes (sexe x niveau de diplôme)(voir les graphiques 24 et 25).

Lorsque les décès sont simulés dans le modèle Destinie, la problématique est la même. À partir des quotients de mortalité projetés pour chaque classe de diplôme, il faut obtenir le quotient de mortalité projeté en population générale. Les décès sont obtenus avec un tirage aléatoire calé. Ceci demande de modifier les probabilités de décès dans chaque groupe comme ci-dessus. Mais la méthode retenue consiste à les transformer en gardant constants les *odd-ratios* (et non pas les *ratios de risque*) entre les différentes probabilités (Blanchet, 2014b). Cette méthode présente en effet l'avantage supplémentaire de transformer les probabilités initiales par des valeurs toujours comprises entre 0 et 1 en plus de permettre d'obtenir le bon quotient de mortalité globale. En

utilisant cette transformation sur les quotients obtenus par proportionnalité pure sans calage sur la mortalité globale, on obtient des résultats très proches des quotients de mortalité observés (voir les graphiques 24 et 25) même s'ils s'en éloignent parfois un peu plus que lorsque la méthode précédente est employée.

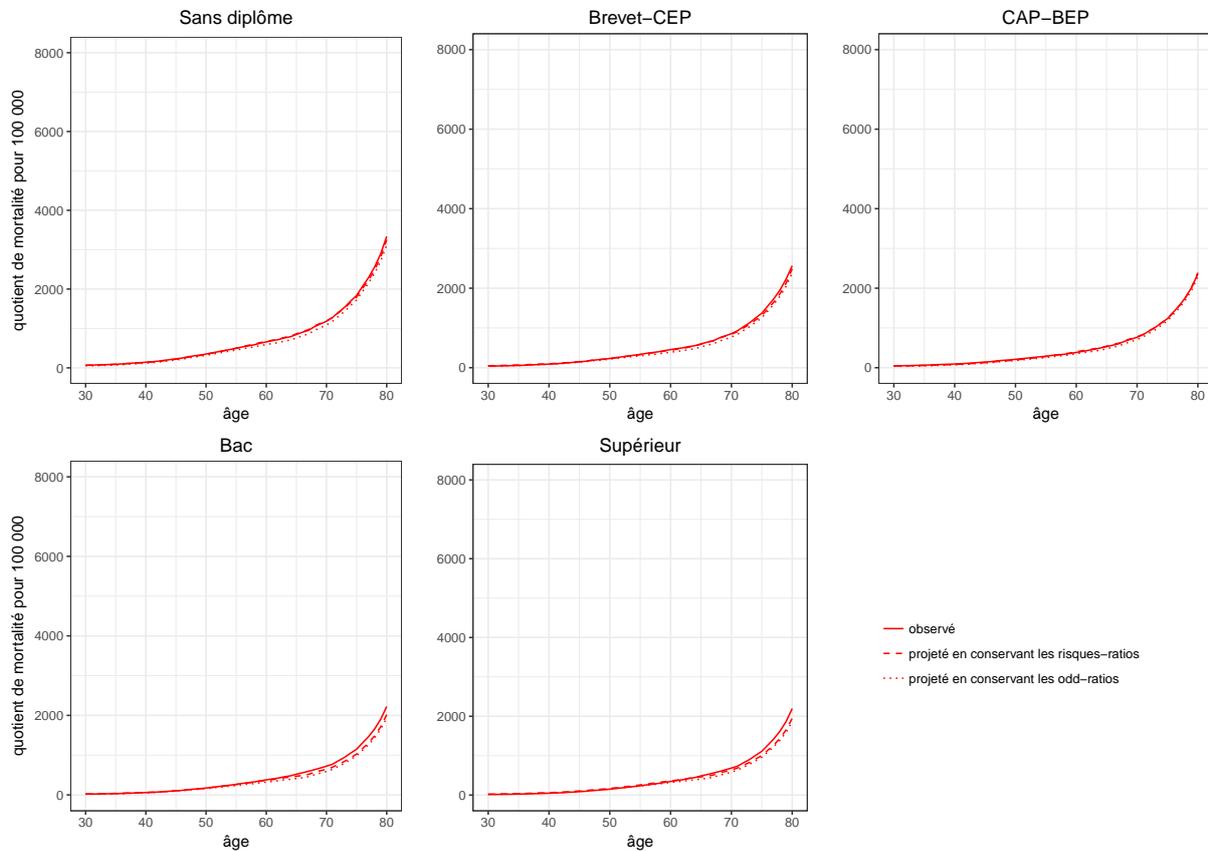


FIGURE 24 – Quotient de mortalité des femmes par niveau de diplôme et par âge entre 2009 et 2013 en France métropolitaine par proportionnalité avec l'évolution de la mortalité en population générale

Source : Échantillon démographique permanent

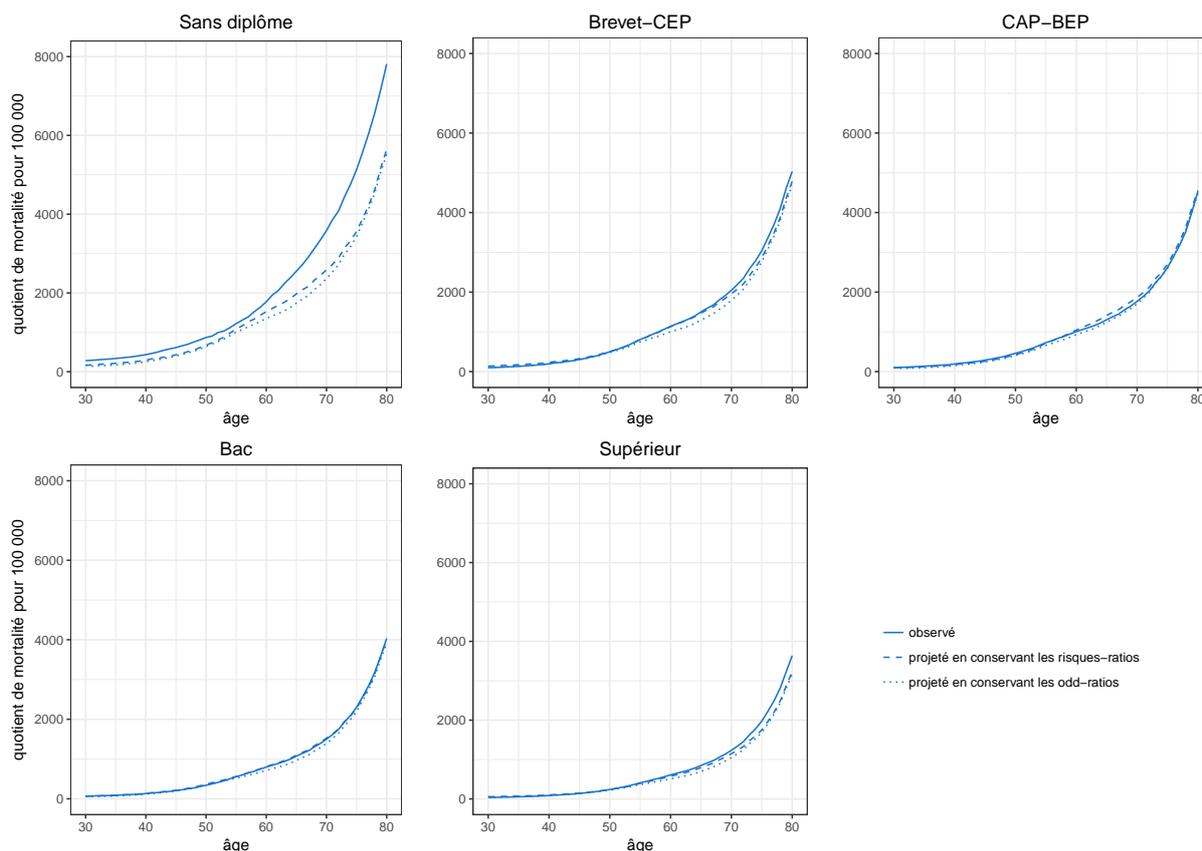


FIGURE 25 – Quotient de mortalité des hommes par niveau de diplôme et par âge entre 2009 et 2013 en France métropolitaine par proportionnalité avec l'évolution de la mortalité en population générale

Source : Échantillon démographique permanent

## 6.2.2 Relationnalité de Brass

Certains modèles de microsimulation utilisent la relation de Brass entre les quotients de mortalité des sous-groupes et les quotients de mortalité en population.

Pour lisser les quotients de mortalité par niveau de diplôme, Blanpain (2016) a estimé les relations de Brass entre les quotients de mortalité par sous-groupes de niveau de diplôme et celui de la population générale sur la période 1991-1999. Plus précisément la relation de Brass lie de façon affine les logit des quotients cumulés  $Y(x)$  à l'âge  $x$  définis par :

$$Y(x) := \frac{1}{2} \log \left( \frac{S_{31} - S_x}{S_x} \right) \quad (10)$$

où  $S_x$  est le nombre de survivants à l'âge  $x$ . Ce sont ces relations qui sont utilisées pour projeter les quotients de mortalité sur la période 2009-2013.

Rien ne garantit avec une telle méthode de projection que les quotients de mortalité ainsi obtenus permettent d'obtenir le bon quotient de mortalité par classe d'âge et sexe en population générale. Il faut donc transformer les quotients de mortalité, ce que nous faisons en choisissant de conserver les *odd-ratios* puisque c'est ainsi que cette méthode serait implémentée dans le modèle de microsimulation. Les résultats obtenus sont moins bons que ceux obtenus précédemment en utilisant la proportionnalité (voir figures 26 et 27), sauf en ce qui concerne les hommes sans diplôme où les quotients de mortalité sont légèrement plus proches après 60 ans.

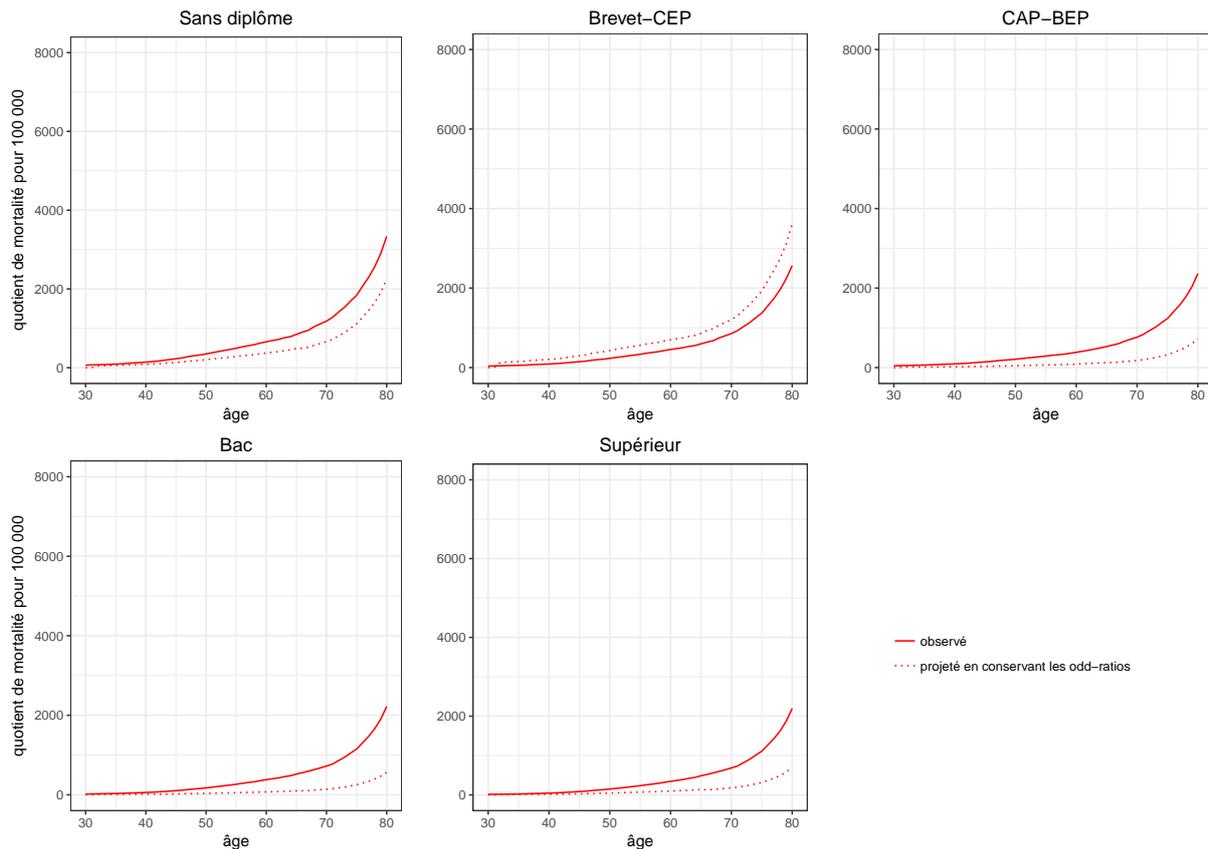


FIGURE 26 – Quotient de mortalité des femmes par niveau de diplôme et par âge entre 2009 et 2013 en France métropolitaine en utilisant les relations de Brass estimées en 1990-1999

Source : Échantillon démographique permanent

### 6.3 Résultats obtenus en projection

Dans le modèle Destinie est donc implémentée la méthode où l'on utilise la relation de proportionnalité de Cox pour projeter la mortalité par niveau de diplôme à partir des quotients de mortalité projetés par âge et par sexe (Blanpain, 2016) et en calant pour obtenir la mortalité globale projetée par sexe et âge.

La première étape consiste à imputer à chaque individu présent dans l'échantillon un niveau de diplôme en 5 classes : sans diplôme, brevet-CEP, CAP-BEP, baccalauréat et supérieur au baccalauréat. Pour cela, ils sont d'abord triés par ordre croissant d'âge de fin d'étude, et ce, pour chaque sexe et chaque génération. Ensuite, on impute un niveau de diplôme conforme aux proportions estimées à partir de l'EDP. En 2009, 17% des hommes nés en 1960 n'ont pas de diplôme : les 17% d'individus de l'échantillon de Destinie nés en 1960 ayant l'âge de fin d'étude le plus faible se voient donc attribuer ce niveau de diplôme (i.e., "sans diplôme"). Les 8% suivants seront de niveau "brevet-CEP" et ainsi de suite, toujours en respectant les proportions observées en 2009. Pour les générations ayant moins de 30 ans en 2009 et pour celles qui naîtront au cours de la simulation, comme l'âge de fin d'étude moyen est supposé ne plus évoluer dans Destinie à partir de la génération née en 1975 (Bachelet *et al.*, 2014), la répartition par niveau de diplôme de cette génération est utilisée pour toutes les générations suivantes.

La mortalité différentielle par niveau de diplôme et génération obtenue en microsimulant est

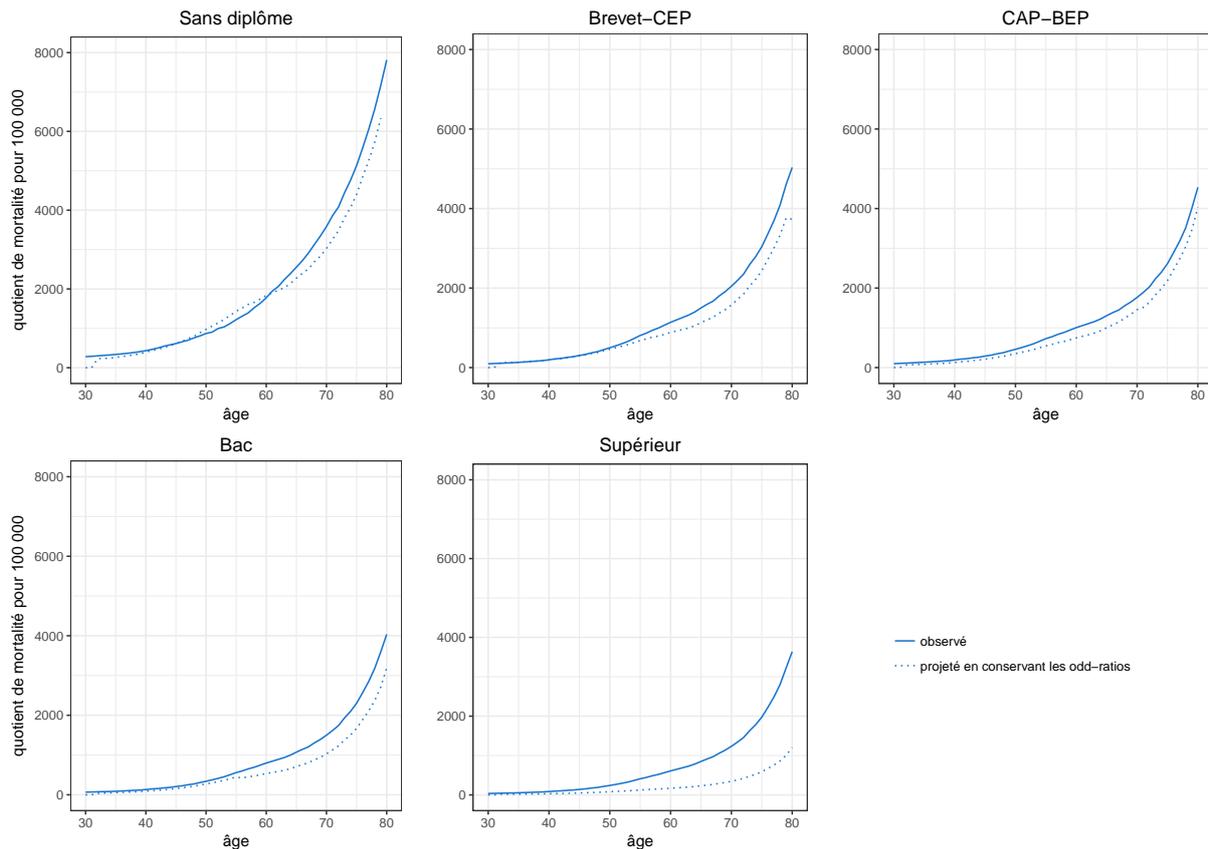


FIGURE 27 – Quotient de mortalité des hommes par niveau de diplôme et par âge entre 2009 et 2013 en France métropolitaine en utilisant les relations de Brass estimées en 1990-1999

Source : Échantillon démographique permanent

présentée sur la figure 28. Pour la génération née en 1955, le différentiel d'espérance de vie à 60 ans s'élève à 4,5 années entre les hommes sans diplôme et les hommes diplômés du supérieur. La différence est moindre pour les femmes : un peu plus de trois années. À titre de comparaison, Blanpain (2016) avait estimé les espérances de vie instantanée à 60 ans sur la période 2009-2013 avec une différence entre les deux groupes extrêmes de 4,4 années pour les hommes et de 2,8 années pour les femmes. Un autre résultat comparable est le suivant : l'espérance de vie des femmes sans diplôme est également équivalente à celle des hommes diplômés du supérieur. En projection et au fil des générations, le différentiel d'espérance de vie entre les différents sous-groupes se réduit pour atteindre 2,5 années et 1,5 années respectivement pour les femmes et les hommes de la génération née en 1990.

D'autre part, un premier essai d'introduction dans le modèle Destinie 2 de mortalité différentielle suivant la catégorie sociale avait été réalisé par Dubois et Marino (2015) dans leurs travaux sur le taux de rendement interne des régimes des salariés du privé. Au moment de leur étude, n'étaient disponibles que les quotients de mortalité par catégorie socio-professionnelle. Ils avaient donc établi une table de passage entre âge de fin d'étude et catégorie socio-professionnelle pour estimer la mortalité par âge de fin d'étude. Le résultat de leur simulation conduisait à une plus faible variabilité des espérances de vie entre catégories. Pour les génération nées entre 1960 et 1970, l'écart maximal d'espérance de vie entre les différents sous-groupes à la naissance n'était que de deux ans pour les hommes (contre 4 ans dans nos estimations) et de 7 mois pour les femmes

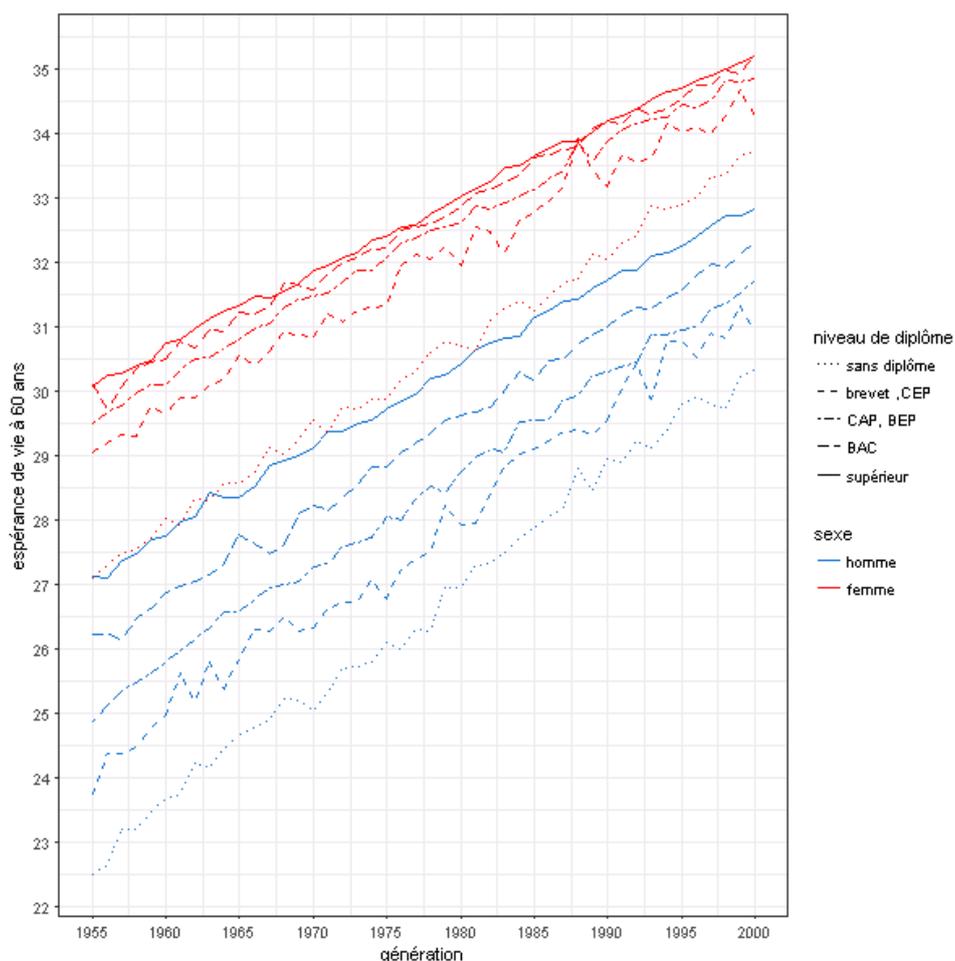


FIGURE 28 – Espérance de vie moyenne à 60 ans par génération, sexe et niveau de diplôme simulée par le modèle Destinie

(contre 2 ans dans nos estimations). Les nouvelles données que nous avons utilisées présentent l'avantage d'utiliser un lien plus direct entre la variable de stratification sociale présente dans le modèle qu'est l'âge de fin d'étude et celle utilisée pour calculer les différentiels de mortalité. Ainsi la variabilité des espérances de vie présentes dans la population est plus fidèlement reproduite.

## 6.4 Retraite et mortalité différentielle

Bommier *et al.* (2005) ont mis en évidence l'élasticité de la probabilité de survie en fonction du logarithme de la pension. On estime de même la probabilité de survie par génération et par sexe comme une fonction du logarithme des pensions avec un modèle Probit. On considère les générations 1925, 1935 et 1945 sur la période 2010-2014 en ne retenant comme Bommier *et al.* (2005) que les personnes ayant cotisé au moins 60 trimestres et ayant liquidé leur droit à pensions<sup>7</sup>. Les régressions sont réalisées pour chaque sous-groupe.

L'introduction de la mortalité différentielle par diplôme permet d'obtenir une élasticité de la probabilité de survie en fonction du niveau de pension pour les hommes comme pour les femmes (voir table 1). Nous retrouvons le fait une élasticité est faible pour les femmes que pour les hommes et une élasticité croissante avec l'âge. Enfin ces élasticités sont du même ordre de grandeur que celles observées dans l'EIR par Bommier *et al.* (2005). L'élasticité pour les hommes

7. Presque tous les individus des ces générations ont liquidé leur pension de retraite en 2010.

qui ont 85 ans en 2010 (nés en 1925) est de 9%, là où Bommier *et al.* (2005) obtenaient une élasticité de 12% à 85 ans en 1997 (pour les hommes nés en 1912).

Génération	Hommes	Femmes
1925	0,092 (0,020)	0,021 (0,015)
1935	0,029 (0,007)	0,010 (0,005)
1945	0,017 (0,004)	0,005 (0,003)

TABLE 1 – Élasticité de survie aux logarithmes des droits directs par génération et par sexe en 2010 calculée au point moyen de chaque sous-groupe. Les écarts-types (calculés par la delta-méthode) sont précisés entre parenthèses.

Il reste à évaluer l’impact de l’introduction de la mortalité différentielle sur l’évaluation des dépenses de retraites. Comme attendu, tenir compte de la mortalité différentielle fait augmenter le montant des dépenses de retraite sur toute la période de projection (voir figure 29). La différence est malgré tout assez faible, elle atteint son maximum en 2045 avec une hausse de 0,75% du montant des dépenses de retraite. La hausse continue entre 2010 et 2045 s’explique par la montée en charge de la mortalité différentielle : en effet les personnes présentes dans l’échantillon de 2010 étaient vivantes lors de l’enquête Patrimoine 2009-2010 et étaient donc déjà le résultat d’une sélection par mortalité différentielle. La différence s’atténue par la suite car les différences d’espérance de vie projetées diminuent au fil des générations (voir figure 28).

## 7 Conclusion

Ce papier a permis de mettre en évidence l’incertitude sur l’équilibre du système de retraite en fonction de l’ampleur du vieillissement de la population. Cette incertitude a notamment été illustrée par l’ampleur des dispositifs correcteurs qui pourraient être mis en place pour rétablir l’équilibre budgétaire. Deux limites à cet exercice sont à souligner. La première est que nous ne considérons dans cette étude que les financements provenant des revenus d’activité alors qu’un quart des recettes provient aujourd’hui d’impôts et de taxes affectées. La deuxième est que les projections ne sont ici pas bouclées : le scénario macroéconomique est indépendant de l’évolution de la population. Or, en cas de baisse de la population en âge de travailler, il est possible que le taux de chômage évolue de façon plus favorable à court terme par exemple.

Nous avons aussi proposé et implémenté une méthode pour microsimuler la mortalité différentielle en fonction du niveau de diplôme pour être davantage fidèle aux probabilités de décès calculées par Blanpain (2016). La sensibilité des résultats de l’équilibre financier global du système de retraite s’est révélée faible. Il reste à déterminer si la mortalité différentielle que nous avons implémentée est suffisamment représentative des différences réellement observées - en travaillant sur les niveaux de vie par exemple - ou si effectivement l’impact budgétaire global est faible.

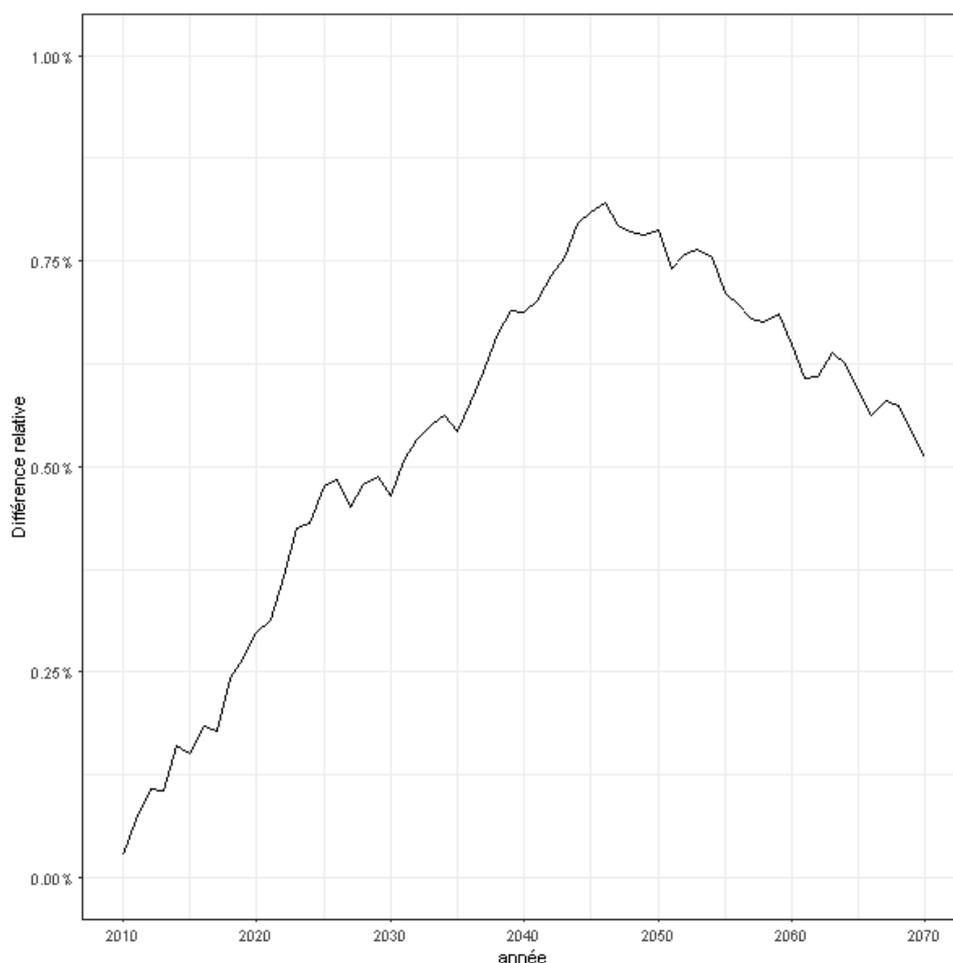


FIGURE 29 – Différence relative de dépenses de retraite après introduction de la mortalité différentielle par niveau de diplôme

Source : Destinie 2

## Références

- ALBERT, C., BERTEAU-RAPIN, C. et DI PORTO, A. (2009). PRISME Le modèle de microsimulation dynamique de la CNAV, régime français de pension de retraite. Rapport technique, Cnav.
- ALDERS, M., KEILMAN, N. et CRUIJSEN, H. (2007). Assumptions for long-term stochastic population forecasts in 18 european countries. *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, 23(1):33–69.
- BACHELET, M., LEDUC, A. et MARINO, A. (2014). Les biographies du modèle Destinie II: rebasage et projection. *Direction des études et Synthèses économiques, Insee*.
- BARNOUIN, T., BARKA-ADOUM, D., COLLIN, C., DUC, C., MASSON, L., MUSIEDLAK, Y., SALEMBIER, L., SENGHOR, H. et SOLARD, G. (2017). Les retraités et les retraites : édition 2017.
- BERTILLON, J. (1892). De la morbidité et de la mortalité par profession. *Journal de la société française de statistique*, 33:341–372.

- BLANCHET, D. (2013). Retraites : vers l'équilibre en longue période. *note IPP*, 3.
- BLANCHET, D. (2014a). Démographie et soutenabilité du système de retraite : les réformes ont-elles tout résolu ? *Informations sociales*, (3):126–135.
- BLANCHET, D. (2014b). La microsimulation dynamique: principes généraux et exemples en langage R. *Document de travail, Insee*, 1.
- BLANCHET, D. et Le GALLO, F. (2013). Retour vers le futur : trente ans de projections démographiques. *Trente ans de vie économique et sociale, Insee Références*.
- BLANPAIN, N. (2016). L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme - Méthode et principaux résultats. Document de travail de la DSDS F 1602, Insee.
- BLANPAIN, N. (2018). L'espérance de vie par niveau de vie - Méthode et principaux résultats. Document de travail de la DSDS F 1801, Insee.
- BLANPAIN, N. et BUISSON, G. (2016). Projections de population 2013-2070 pour la France métropolitaine: méthode et principaux résultats. Document de travail de la DSDS F 1606, Insee.
- BOMMIER, A., MAGNAC, T., RAPOPORT, B. et ROGER, M. (2005). Droits à la retraite et mortalité différentielle. *Economie & prévision*, (2):1–16.
- BOZIO, A., RABATÉ, S., RAIN, A. et TÔ, M. (2018). Quelle réforme du système de retraite ? Les grands enjeux. 31.
- BRUTEL, C. (2002). La population de la France métropolitaine en 2050 : un vieillissement inéluctable. *Economie et statistique*, 355(1):57–71.
- BUISSON, B. et SENGHOR, H. (2016). Méthodes de simulation des décès appliquées au régime de retraite de la fonction publique d'état. *Retraite et société*, (1):175–196.
- COR (2017a). Retraites : perspectives financières jusqu'en 2070 Sensibilité aux hypothèses, résultats par régime. *Quatorzième rapport*.
- COR (2017b). Évolutions et perspectives des retraites en France. *Rapport annuel*.
- CSR (2017). 4ème avis du Comité de Suivi des Retraites. Rapport technique.
- DINH, Q.-C. (1995). Projection de population totale pour la France métropolitaine : base rp90, horizon 1990-2050. *Insee Résultats, série Démographie-société*, (44).
- DUBOIS, Y. et MARINO, A. (2015). Le taux de rendement interne du système de retraite français: quelle redistribution au sein d'une génération et quelle évolution entre générations? *Economie et statistique*, 481(1):77–95.
- GOUJON, S. et MÉNORET, F. (2010). La mortalité différentielle : panorama des études existantes et intérêts au sein des travaux de la Cnav. Rapport technique, Cnav.
- INED (2007). Risques de mortalité selon l'âge. Graphique du mois 12, Ined.
- INSEE (2018). Espérance de vie-mortalité. Tableaux de l'économie française, Insee.
- LASSILA, J. et VALKONEN, T. (2008). Uncertain demographics and pension policy. *Revue économique*, 59(5):913–926.

MARINO, A. (2014). Vingt ans de réformes des retraites : quelle contribution des règles d'indexation ?

MESLÉ, F. (2004). Espérance de vie: un avantage féminin menacé. *Population & Sociétés*, 402:1-4.

MONTEIL, C. et ROBERT-BOBÉE, I. (2006). Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs: quelles différences entre les femmes et les hommes? *Économie et statistique*, 398(1):11-31.

SECRÉTARIAT GÉNÉRAL DU COR (2015). Les indicateurs relatifs à l'équilibre du système de retraite à l'horizon de 25 ans. *Réunion du Conseil du 15 avril 2015*.

## A Trajectoires d'équilibre des trois leviers

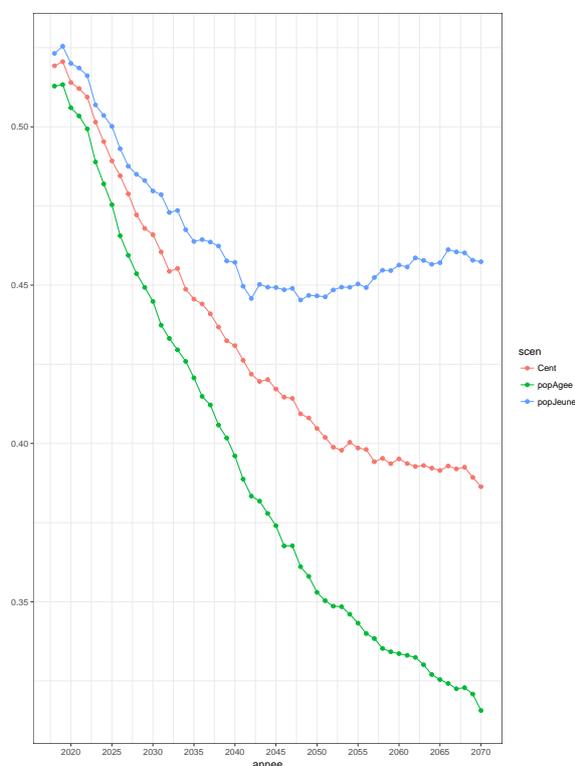


FIGURE 30 – Trajectoire d'équilibre du ratio  $\frac{\text{pension moyenne}}{\text{revenu moyen}}$  suivant le scénario démographique.

Champ : France entière.

Source : modèle *Destinie 2*, Insee.



FIGURE 31 – Trajectoire d'équilibre du taux de cotisation global suivant le scénario démographique.

Champ : France entière.

Source : modèle *Destinie 2*, Insee.

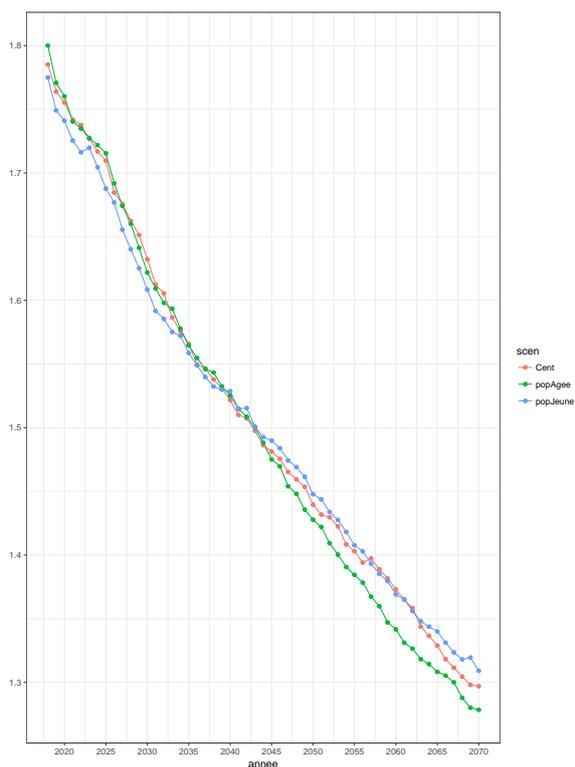


FIGURE 32 – Trajectoire d'équilibre du ratio  $\frac{\text{nombre de cotisants}}{\text{nombre de retraités}}$  suivant le scénario démographique.

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

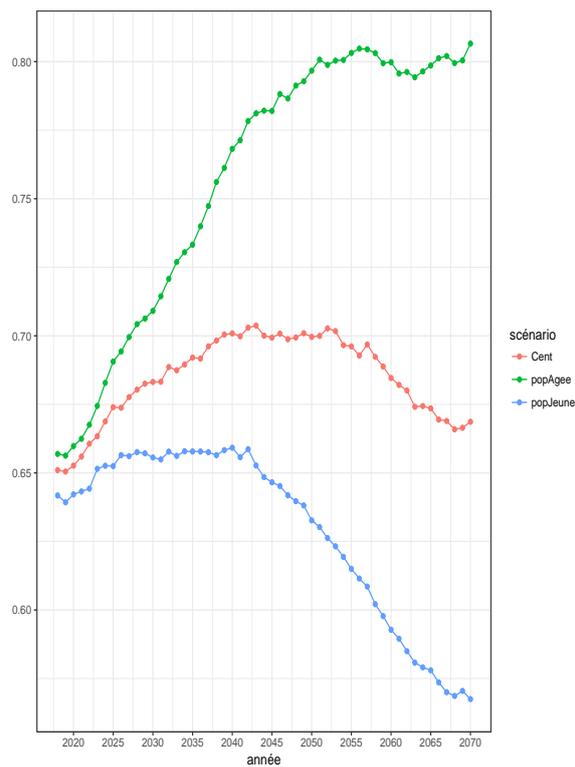


FIGURE 33 – Trajectoire du taux d'emploi assurant l'équilibre compte tenu de l'évolution spontanée du taux de remplacement moyen et du taux de cotisation global.

Champ : France entière.

Source : modèle Destinie 2, Insee.

## B Pension moyenne rapportée au revenu d'activité moyen

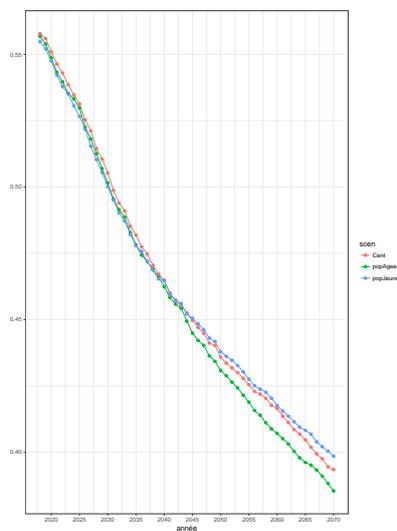


FIGURE 34 – Rapport entre la pension moyenne brute et le revenu d'activité moyen brut.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

## C Pension moyenne assurant l'équilibre

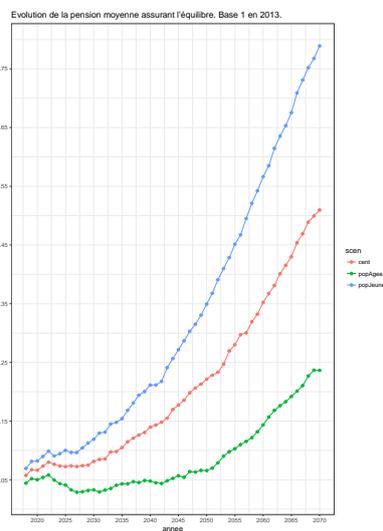


FIGURE 35 – Pension moyenne assurant l'équilibre exprimée en base 2013.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

## D Âge moyen de liquidation et durée moyenne de retraite

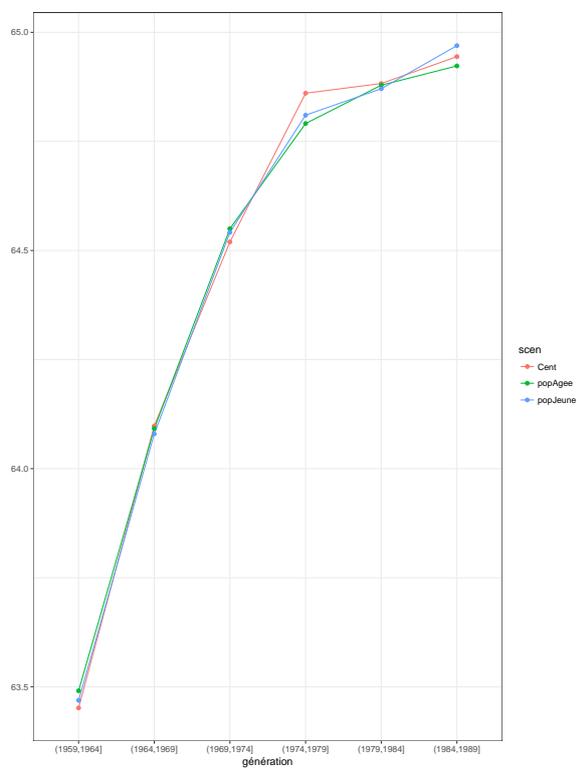


FIGURE 36 – Âge moyen de liquidation par groupe de générations.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*

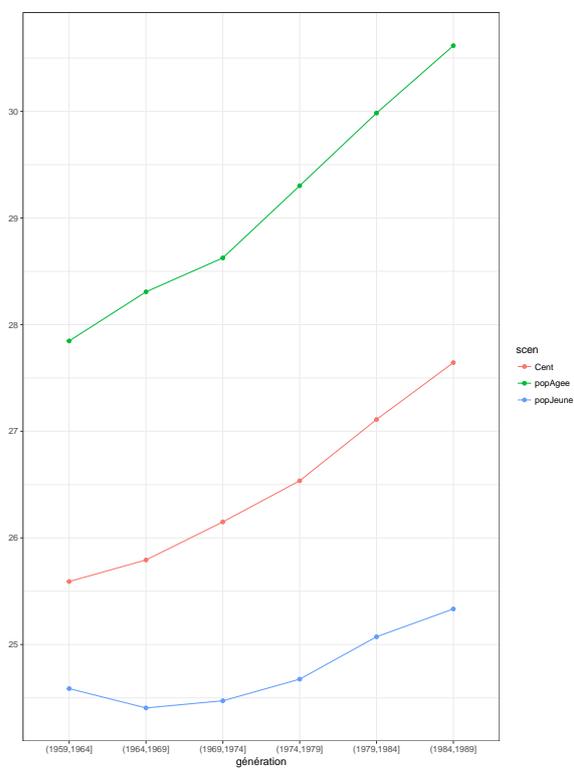


FIGURE 37 – Durée moyenne de retraite en fonction des scénarios démographiques.

*Champ : France entière.*

*Source : modèle Destinie 2, Insee.*