

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2015/10

**La modulation du montant de pension
selon la durée de carrière et l'âge de la retraite :
quelles disparités entre assurés ?**

Patrick AUBERT

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2015/10

La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?

Patrick AUBERT*

JUILLET 2015

Cette étude a été réalisée en préparation de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 25 novembre 2014. Elle a bénéficié, dans ce cadre, des nombreux échanges et discussions avec Yves GUÉGANO, que je remercie tout particulièrement. Je remercie également Corentin PLOUHINEC et Gwennaél SOLARD, de la DREES, pour les résultats des simulations sur cas types, ainsi que Malik KOUBI et Corinne PROST pour leur relecture et leurs suggestions.

* Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites, et Département des Études Économiques - Division « Redistribution et Politiques Sociales » Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?

Résumé

Les liens entre montant de pension, durée de carrière et âge de départ à la retraite s'avèrent complexes, du fait du rôle majeur donné à la durée validée dans le système de retraite français. Celle-ci n'intervient pas uniquement dans la proratisation du montant de pension mais joue également dans les conditions d'accès au taux plein, depuis la réforme des retraites de 1983, et dans les conditions d'ouverture des droits, depuis celle de 2003.

L'analyse menée dans ce document, à la fois sur la base de carrières types théoriques et de simulations au moyen du modèle DESTINIE, montre que la combinaison des règles de surcote, de décote et de proratisation réalise une redistribution entre assurés, dont les principaux bénéficiaires sont ceux qui atteignent la durée requise pour le taux plein exactement à l'âge d'ouverture des droits – au détriment des assurés à carrière plus longue et, surtout, de ceux à carrière courte. Par ailleurs, un report d'un an du départ à la retraite au-delà du taux plein procure un gain de pension sensiblement plus élevé pour les assurés encore en emploi que pour ceux qui sont sortis de l'emploi (+5,2 % contre +4,3 % en moyenne parmi les nés entre 1955 et 1964). D'un assuré à l'autre, l'ampleur du gain peut varier sensiblement selon le statut, le profil de carrière salariale, et la situation de mono- ou polyaffiliation.

Mots-clés : retraite ; décote ; surcote ; proratisation ; durée de carrière.

Retirement Age, Length of Career and Amount of Pension: A Complex Link in the French Pension System

Abstract

The 1983 and 2003 French pension reforms have created a complex framework, in which the number of contribution years impacts the minimal retirement age and the reference age that determines pension penalty or bonus. We illustrate the consequences of this framework both on typical career path and using the DESTINIE microsimulation model, and we show that it results in an implicit redistribution among workers, favoring those who start their career at an age which allows them to reach the required number of contribution years exactly at the minimal retirement age.

Besides, the increase in pension following a one-year postponement of the retirement age yields different returns among workers. It is larger for those who are still working compared to those who are not (+5.2% vs. +4.3% for workers born in 1955-1964), but it also varies according to wage level, sector, or the situation of people with several pension schemes.

Keywords: pension system; number of contribution years; pension penalty; pension bonus.

Classification JEL: H55 ; J26

Sommaire

I - Introduction	5
II - Les redistributions intra et intergénérationnelles liées aux barèmes	7
<i>II.1 Les formules de calcul des pensions de retraite</i>	<i>7</i>
<i>II.2 Les redistributions entre assurés selon l'âge de début de carrière</i>	<i>9</i>
<i>II.3 Les redistributions entre les générations</i>	<i>15</i>
III - Le gain de montant de pension en cas de prolongation d'activité	21
<i>III.1 Les facteurs de gain de pension : illustrations pour des carrières types</i>	<i>22</i>
<i>III.2 Les disparités des gains de pension entre assurés</i>	<i>25</i>
<i>III.3 Variation du montant de pension et variation du taux d'annuité</i>	<i>30</i>
Conclusion	33
Bibliographie	35
Annexe A : Les indicateurs utilisés dans l'analyse	36
Annexe B : Le cas des régimes complémentaires en points	40
Annexe C : La prise en compte des dispositifs de solidarité	41

Introduction

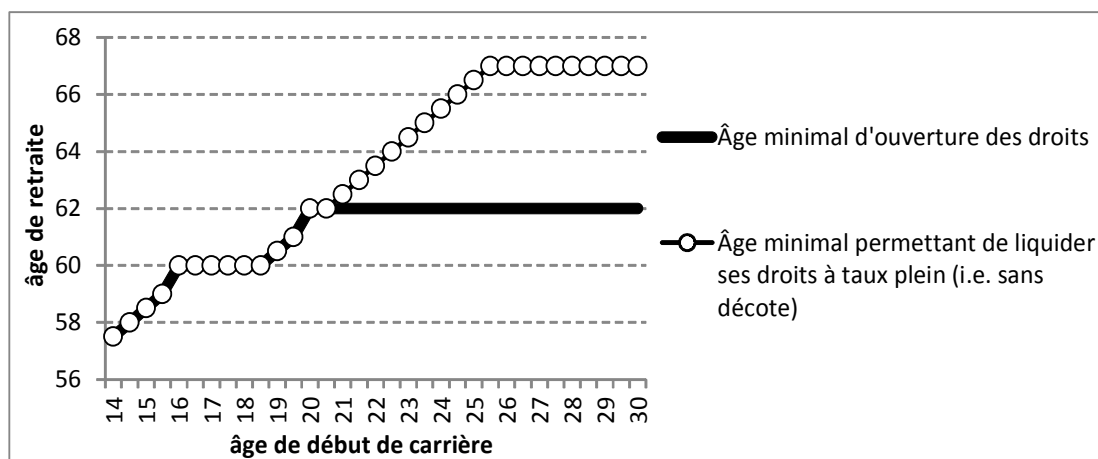
En règle générale, un système de retraite n'impose pas à ses assurés un montant de pension et un âge de départ à la retraite uniques. Il propose au contraire une « palette » de montants de pension, associés à divers âges possibles de départ à la retraite à partir d'un âge minimal. Les formules de calcul des retraites prévoient dans cette optique une modulation du montant de la pension de retraite selon l'âge de liquidation des droits – ce montant étant d'autant plus élevé que l'âge de liquidation est tardif.

Dans un système actuariellement neutre, le montant de pension versée varie, en cas de décalage de l'âge de départ à la retraite, à la fois en proportion de l'allongement de la période de contribution (gain proportionnel à l'augmentation de la durée de carrière) et en proportion de la réduction de la période de versement des prestations (gain en proportion inverse de la réduction de durée de retraite consentie) que ce décalage induit. Dans les formules de calcul de pension, cela peut prendre la forme, par exemple pour un régime en annuité, d'une proratisation du montant de pension selon la durée de carrière, multiplié par un taux de liquidation (ou un coefficient d'abattement/ajournement) dépendant uniquement de l'âge au point de départ de la pension.

Ces principes étaient peu ou prou appliqués en France dans le régime général jusqu'au début des années 1980¹. Le système de retraite français s'en est cependant écarté au gré des réformes passées, notamment celles de 1983 et de 2003. Depuis une trentaine d'années, les âges possibles de départ à la retraite et la modulation du montant de la pension selon l'âge de départ à la retraite ne sont en effet pas identiques pour tous les assurés.

Ils varient, au contraire, en fonction de certaines de leurs caractéristiques. Par exemple, pour un assuré du régime général né en 1955, l'âge minimal à partir duquel il peut partir à la retraite peut varier de 55 à 62 ans et l'âge à partir duquel il bénéficie d'un départ au taux plein (sans décote) de 55 à 67 ans.

Figure 1 – La diversité des âges de départ à la retraite dans le système français : exemple pour des carrières continûment en emploi (génération 1955)



Champ : assuré né en 1955, continûment en emploi et non inapte ou invalide ; régime général.

Source : législation et calculs auteur.

Comme l'illustre la figure ci-dessus, les disparités de situation entre assurés proviennent tout particulièrement du rôle majeur donné, dans le système français, à la durée de carrière

¹ Avec toutefois deux différences importantes : le taux de proratisation était borné à 100 % (les prolongations de carrière au-delà de la durée de référence d'une carrière complète n'étaient donc pas prises en compte dans le montant de pension) et les coefficients de décote et surcote étaient restés inchangés depuis 1945 (et n'évoluaient donc pas en proportion des gains d'espérance de vie constatés).

(correspondant sur le graphique à la différence entre l'âge de départ à la retraite et l'âge de début de carrière). Celle-ci n'intervient pas uniquement dans la proratisation du montant de pension à la durée – situation qui était en vigueur en France jusqu'en 1983. Le paramètre de durée joue en effet également dans les conditions d'accès au taux plein, depuis la réforme des retraites de 1983, et dans les conditions d'ouverture des droits, depuis celle de 2003².

Ces constats soulèvent plusieurs questions, que l'on peut articuler autour de deux problématiques selon que l'on s'intéresse au niveau ou bien à la pente du barème de modulation de la pension de retraite.

La première problématique est celle des redistributions implicites entre assurés, opérées par le cœur du système de retraite (c'est-à-dire les règles de calcul des retraites avant application des dispositifs de solidarité), selon la durée de carrière des assurés – laquelle dépend en partie de leur âge de début de carrière. Le 12^e rapport du Conseil d'orientation des retraites (2013) présente à cet égard quelques exemples illustratifs qui peuvent poser question : ces exemples montrent que deux assurés, nés la même année et ayant la même espérance de vie, peuvent recevoir le même montant de pension en cas de départ au même âge alors même que l'un a eu une durée de carrière plus longue que l'autre, ou bien le même montant de pension au terme de la même durée de carrière, alors même que l'un part à la retraite plus tôt que l'autre.

La seconde problématique conduit à se placer du point de vue de l'assuré lorsqu'il considère le gain de retraite dont il bénéficie en cas de report de son départ à la retraite. L'ampleur de ce gain varie selon les caractéristiques de l'assuré, ce qui peut poser question, que ce soit en termes d'incitations créées par le système de retraite (tous les assurés reçoivent-ils la même incitation à poursuivre leur activité ?) ou en termes de liberté de choix offerte aux assurés (les assurés se voient-ils tous offrir la même liberté de choix³ ?)

Ce document de travail approfondit ces deux problématiques, respectivement dans ses première et seconde parties, en détaillant les mécanismes à l'œuvre et leurs impacts. La première partie détaille les effets propres des barèmes de retraite, et correspond donc à un point de vue théorique. Dans la deuxième partie, plus empirique, la problématique du gain de pension en cas de report du départ à la retraite est en pratique étudiée en se concentrant sur la situation d'un report d'une année de ce départ.

²Notons que le rôle accru conféré à la durée dans les formules de calcul des pensions a aussi eu pour conséquence de modifier sensiblement la portée d'un certain nombre de dispositifs de solidarité, comme les validations de trimestres assimilés (chômage, maladie, etc.) et les majorations de durée d'assurance pour enfants. Alors que ces dispositifs ne jouaient avant 1983 que sur le coefficient de proratisation dans les régimes de base, et n'avaient donc en pratique d'impact que sur les montants de pension des assurés à carrière incomplète – du fait de l'écrêtement à 100 % de ce coefficient – les réformes de 1983 et de 2003 ont conduit à ce que ces dispositifs jouent également sur l'âge de départ à la retraite des assurés, y compris ceux à carrière complète – avec un impact qui peut s'avérer plus important pour les seconds que pour les premiers. Cette situation a conduit le législateur à complexifier les formules de calcul, en y distinguant plusieurs notions de durée – durée « validée » et durée « cotisée ».

³La notion de liberté de choix évoquée ici est celle exprimée dans l'exposé des motifs de la réforme des retraites de 2003, à savoir le fait qu'un départ à la retraite à un autre âge que celui d'obtention du taux plein n'entraîne pas un écart de pension allant au-delà de l'écart qui est neutre pour les finances des régimes de retraite (notion de neutralité actuarielle). Cette définition n'implique pas, pour autant, que la décision de départ à la retraite se fait en dehors de toute contrainte, puisque des contraintes extérieures au système de retraite peuvent entrer en jeu (licenciement, état de santé, etc.).

I - Les redistributions intra et intergénérationnelles liées aux barèmes

Nous analysons, dans cette première partie, la modulation du montant de pension de retraite selon l'âge de départ à la retraite et la durée de carrière, telle qu'elle ressort des formules appliquées pour le calcul des pensions dans le système français – avec une attention particulière aux différences de traitement entre les assurés que ces règles de calcul induisent.

Les effets étudiés dans cette partie sont des effets théoriques, au sens où ils n'illustrent que la résultante des formules de calcul pour ces deux facteurs – l'âge de départ à la retraite et la durée de carrière. En pratique, une variation de l'âge de départ à la retraite peut également modifier le montant de pension *via* d'autres mécanismes, par exemple en ayant des effets sur le salaire de référence – effets qui dépendent du profil de la carrière salariale – ou en raison de la polyaffiliation des assurés à plusieurs régimes de base et/ou complémentaires. Ces effets globaux sont étudiés dans la deuxième partie, ainsi que dans l'annexe C.

I.1 Les formules de calcul des pensions de retraite

Dans un régime en annuités (ce qui est le cas de la quasi-totalité des régimes de base français), le montant de pension se définit généralement comme le produit de trois facteurs : un taux de liquidation qui exprime notamment la modulation selon l'âge de départ à la retraite, un facteur de proratisation qui exprime la modulation selon la durée validée pour la retraite, et enfin un salaire de référence qui dépend de tout ou partie des salaires perçus en cours de carrière :

$$\text{Pension} = \text{taux de liquidation} * \text{coefficient de proratisation} * \text{salaire de référence}$$

Dans les régimes français en annuités le taux de liquidation dépend de l'âge, mais aussi d'autres déterminants, dont la durée validée, cette dernière jouant donc à plusieurs endroits dans la formule de calcul. L'analyse de la modulation explicite du montant de pension selon l'âge de départ à la retraite et la durée validée nécessite donc de prendre en compte de manière conjointe les deux premiers facteurs de la formule ci-dessus, à savoir le *taux de liquidation* (ou de coefficient d'abattement dans les régimes complémentaires) et le *coefficient de proratisation*.

Le calcul du taux de liquidation de la pension dans la plupart des régimes de retraite français de base se réfère à deux âges pivots : l'âge minimal à partir duquel la pension peut être perçue (déterminé par la condition dite d'ouverture des droits) et l'âge de référence pour le calcul du montant de pension (la référence étant, dans les régimes de retraite français, la situation dite de « taux plein »⁴).

Dans des régimes de retraite purement contributifs, l'âge minimal serait identique pour tous les assurés et le taux de liquidation ne dépendrait que de l'âge au moment de la liquidation des droits (la durée de carrière étant prise en compte par ailleurs par le coefficient de proratisation), au moins au sein d'une même génération (si le système considère une même espérance de vie pour tous les assurés d'une même génération)⁵. Mais tel n'est pas le cas

⁴ La situation de « taux plein » est en fait synonyme d'absence de décote : elle signifie que le taux de liquidation appliqué au salaire de référence est, au régime général, de 50 %. Cela n'implique pas, pour autant, que la pension est servie pleine, car ce salaire de référence est par ailleurs multiplié par le coefficient de proratisation, qui peut éventuellement être inférieur à 100 %.

⁵ La contributivité implique en effet que tout report de l'âge de départ à la retraite augmente le montant de pension perçu, en proportion de la diminution de durée de retraite consentie (le taux de liquidation ne dépend alors que de l'âge de l'assuré au moment du départ à la retraite). De même, tout allongement de la carrière doit augmenter le montant de pension, en proportion de l'augmentation des cotisations versées que cet allongement induit. La situation au régime général avant la réforme de 1983 était cohérente avec le premier critère (avec un âge minimal de 60 ans identique pour tous les assurés, un âge d'obtention du taux plein de 65 ans pour tous les assurés hors

dans le système de retraite français. Le taux plein peut ainsi être atteint avant l'âge de 67 ans (ou de 65 ans avant la réforme des retraites de 2010), soit du fait d'un état de santé dégradé (dispositif d'inaptitude) soit, depuis la réforme de 1983, au titre d'une durée validée suffisante (au moins égale à la durée requise pour le taux plein). Depuis la réforme des retraites de 2003, l'âge minimal d'ouverture des droits peut lui aussi être anticipé par rapport à l'âge de droit commun (entre 60 et 62 ans selon les générations), là encore au titre de facteurs qui sont liés soit à l'état de santé (dispositif de retraite anticipée pour handicap depuis 2003, dispositif d'incapacité permanente depuis 2010 ou encore compte pénibilité depuis 2014), soit à une durée validée pour la retraite suffisamment élevée (retraite anticipée pour longue carrière) (voir Secrétariat général du COR, 2014a, pour une présentation complète des dispositifs).

Au total, les âges pivots pour la retraite varient donc selon l'âge de début de carrière, soit directement – car les possibilités de départ anticipé pour carrière longue sont soumises, entre autres, à une condition d'âge de début de carrière – soit indirectement – par l'effet de la durée validée. Comme l'a illustré la Figure 1 en introduction, avec les paramètres de retraite pour la génération née en 1955⁶, les profils présentent en outre des non-linéarités importantes : l'âge auquel les assurés réunissent les conditions du taux plein augmente progressivement pour un début de carrière entre 14 et 17 ans ½ ou bien entre 20 ans ½ et 25 ans ½, mais pas dans les autres tranches d'âge.

En cas de départ à d'autres âges que celui du taux plein, le taux de liquidation entrant dans le calcul du montant de pension est défini par l'application de coefficients de minoration (ou *décote* ou abatement) ou de majoration (ou *surcote*). Depuis la réforme de 2003, les valeurs de ces coefficients dans les régimes de base sont choisies de manière à rendre les choix individuels d'âge de départ neutres pour le système de retraite, conformément à une notion de neutralité actuarielle à la marge⁷. Une analyse récente sur le champ du régime général des salariés du secteur privé en France fait apparaître que la décote et la surcote actuelles sont effectivement peu éloignées de la neutralité actuarielle à la marge, même si elles restent légèrement en deçà de cette référence (Briard et Mahfouz, 2011).

Au total, la modulation explicite – d'après les règles de calcul – du montant de pension, à la fois selon l'âge de départ à la retraite et la durée validée, est résumée par le produit des deux premiers facteurs de la formule de calcul de la pension ci-dessus, qui correspond au *taux de remplacement* du salaire de référence (en d'autres termes le montant de pension exprimé en proportion du salaire de référence⁸). Le taux de liquidation, et à plus forte raison le taux de remplacement du salaire de référence, sont mécaniquement d'autant plus faibles que la durée validée est courte, et donc – pour une carrière sans interruption – que l'âge d'entrée sur le marché du travail est tardif.

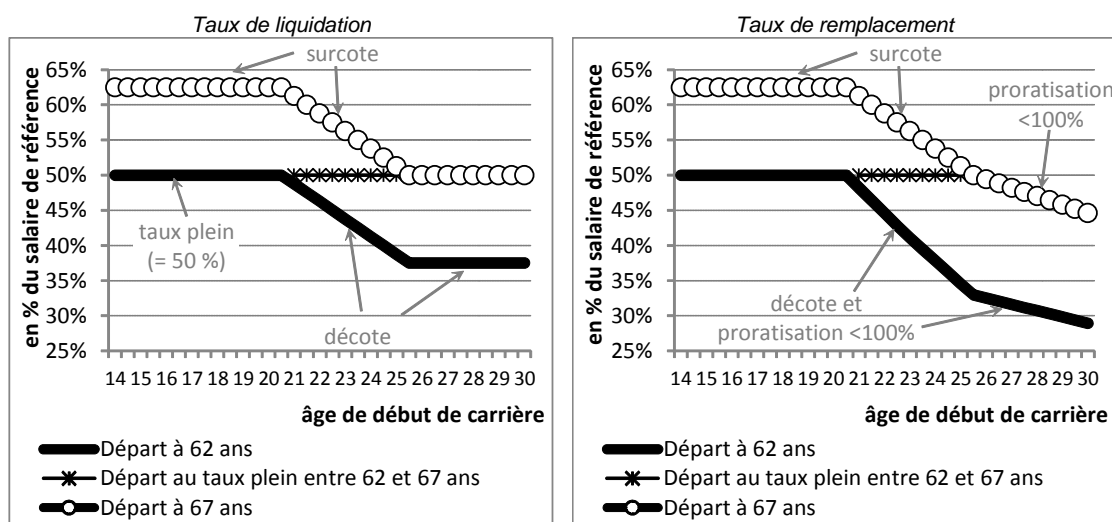
inaptes et invalides, et une décote/surcote calculée par rapport à cet âge pivot de 65 ans) mais pas avec le second (du fait de l'écrêtement à 100 % du coefficient de proratisation).

⁶ Durée requise pour le taux plein de 41,5 années ; âge minimal d'ouverture de droit commun de 62 ans et âge d'annulation automatique de la décote (et donc d'obtention du taux plein) égal à 67 ans.

⁷ Un barème de calcul de la retraite est dit « actuariellement neutre à la marge » si le fait que les assurés avancent ou retardent leur départ à la retraite (autour d'un âge de référence) est sans incidence financière pour le régime de retraite.

⁸ Rappelons qu'il est possible de calculer autant de taux de remplacement qu'il existe de notions de salaire pouvant être retenues au dénominateur du taux (taux de remplacement = montant de pension / salaire). Le taux de remplacement du salaire de référence, tel que défini par les formules de calcul appliquées par les régimes de retraite, ne doit pas être confondu avec le taux de remplacement du dernier salaire, auquel il est habituellement fait référence lorsqu'on parle de « taux de remplacement » sans précision supplémentaire.

Figure 2 – Taux de liquidation et taux de remplacement du salaire de référence, au régime général et dans les régimes alignés, selon l'âge de début de carrière et l'âge de départ à la retraite (génération née en 1955)



Note : le taux de liquidation inclut ici l'éventuel coefficient de surcote. Le taux de remplacement du salaire de référence est, par définition, égal au produit du taux de liquidation par le coefficient de proratisation.

Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Signalons que d'autres pays que la France prévoient une modulation de l'âge minimal d'ouverture des droits et/ou de l'âge de pension sans abattement (âge du taux plein) selon la durée de carrière – même si cette modulation est d'ampleur plus faible que dans le cas français. C'est la situation par exemple, à des degrés divers, de la Belgique, de l'Allemagne, de l'Espagne et de l'Italie (Secrétariat général du COR, 2014b). Dans ces pays, la modulation a été mise en place relativement récemment, et souvent dans le cadre de réformes qui visaient par ailleurs à relever les âges d'ouverture des droits et/ou d'annulation de la décote. Dans de nombreux autres pays, les âges pivots de la retraite sont indépendants de la durée de carrière (à titre d'exemple : au Canada, aux États-Unis, au Japon, aux Pays-Bas, au Royaume Uni, en Suède, ...)

1.2 Les redistributions entre assurés selon l'âge de début de carrière

Le fait que, à âge de départ à la retraite et à salaire de référence égaux, la pension soit plus élevée lorsque la durée de carrière est plus longue traduit simplement le principe de contributivité du système de retraite français, exprimé dans la loi par l'affirmation que « le système de retraite par répartition assure aux retraités le versement de pensions en rapport avec les revenus qu'ils ont tirés de leur activité »⁹ – ces revenus dépendant du revenu annuel moyen mais aussi du nombre d'années d'activité.

Pour comparer des assurés entrés à des âges différents sur le marché du travail, il est plus pertinent de neutraliser l'effet de la durée de carrière en rapportant le taux de remplacement à cette durée, ce qui conduit à construire un indicateur de *taux d'annuité du salaire de référence*. Un taux d'annuité de 1,2 % signifie par exemple que chaque année validée donne lieu à une rente annuelle égale à 1,2 % du salaire de référence (soit, pour 40 années validées par exemple, une pension annuelle égale à $40 \times 1,2 = 48$ % du salaire de référence).

Pour simplifier l'analyse, on raisonnera ci-dessous sur des carrières très schématiques de personnes nées en 1955, et qui restent continuellement en emploi depuis leur âge d'entrée sur

⁹ Il de l'article L111-2-1 du code de la sécurité sociale.

le marché du travail (âge de début de carrière) jusqu'à leur âge de départ à la retraite (coïncidant avec la sortie définitive d'emploi). À l'âge de départ à la retraite donné, la durée de carrière est totalement déterminée par l'âge de début de carrière, puisqu'il s'agit de la simple différence entre l'âge de liquidation des droits et cet âge de début¹⁰. Cette simplification permet d'analyser les redistributions entre assurés à carrière continue, qui ne se distinguent que par leur âge de début de carrière. Précisons que l'âge de début de carrière ne doit pas être assimilé à l'âge de fin d'étude : par exemple, un travailleur migrant entré tardivement en France peut avoir un âge de début de carrière tardif sur le territoire national, mais un faible niveau d'étude. Les calculs sont détaillés dans l'annexe A.

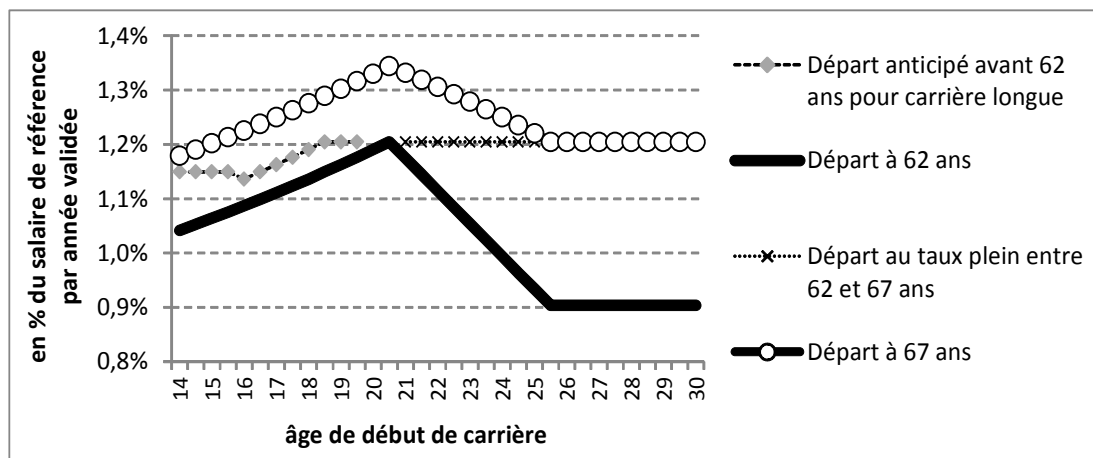
À l'âge de départ à la retraite donné, le taux d'annuité du salaire de référence varie sensiblement selon l'âge de début de carrière. Quel que soit l'âge de départ à la retraite considéré, il est maximal lorsque l'âge de début de carrière permet d'atteindre la durée requise pour le taux plein exactement à l'âge d'ouverture des droits. Pour la génération née en 1955, cette situation correspond ainsi à un début de carrière à 20 ans $\frac{1}{2}$ – permettant d'avoir validé 41 années $\frac{1}{2}$ à l'âge de 62 ans au terme d'une carrière continue. Les personnes entrées plus tardivement sur le marché du travail se voient appliquer un taux d'annuité plus faible, à l'âge de départ à la retraite donné, du fait de la décote (ou pour certains, après 62 ans, d'une moindre surcote), tandis que les personnes entrées plus jeunes sur le marché du travail voient leur taux d'annuité diminuer dans la mesure où le coefficient de proratisation est écrêté à 100 % – les trimestres validés au-delà de la durée requise pour le taux plein n'augmentent donc pas le coefficient de proratisation – et où la surcote n'est calculée qu'à partir de 62 ans (âge minimal d'ouverture des droits de droit commun pour la génération née en 1955) – les trimestres cotisés avant l'âge de 62 ans ne sont donc jamais comptabilisés dans la durée de surcote.

Soulignons qu'un départ à la retraite à 67 ans – âge où aucun assuré ne se voit appliquer de décote – n'annule pas les disparités de taux d'annuité : parmi les assurés qui partent à la retraite à 67 ans, celui qui a commencé à travailler à 20 ans $\frac{1}{2}$, c'est-à-dire à l'âge qui lui a permis d'atteindre la durée requise exactement à l'âge d'ouverture des droits, continue de bénéficier d'un taux d'annuité plus élevé, puisque tous ses trimestres validés au-delà de la durée requise sont comptabilisés pour la surcote, contrairement à un assuré qui aurait atteint la durée requise un peu plus jeune (et donc avant l'âge d'ouverture des droits). Sa situation est également plus favorable que celle d'un assuré ayant commencé à travailler plus tard, du fait du barème de la surcote : cinq années donnant lieu à surcote majorent la pension de $5 \times 5 \% = 25 \%$, soit davantage que cinq années comptabilisées en plus dans le coefficient de proratisation ($5 / 41,5 \approx 12 \%$) (voir annexe A).

Notons enfin que les disparités de taux d'annuité seraient encore différentes en cas de départ à la retraite après 67 ans, du fait des majorations de durée d'assurance pour âge, octroyées aux assurés à carrière incomplète. Pour la clarté de l'analyse, cette situation ne sera pas discutée ici.

¹⁰ En pratique, la durée validée pour la retraite est légèrement différente de la durée effective en emploi, du fait du mode de validation de trimestres selon la règle des 200, puis des 150 heures SMIC. Par simplification, on négligera ici cette légère différence.

Figure 3 – Taux d’annuité en fonction du salaire de référence, au régime général, selon l’âge de début de carrière et l’âge de départ à la retraite (génération née en 1955)



Lecture : pour un assuré ayant commencé à travailler à 20 ans et demi, chaque année validée donne lieu à un montant de pension valant 1,2 % de son salaire de référence.

Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d’après la législation.

La mise en place des départs anticipés pour carrière longue a permis aux assurés ayant commencé à travailler le plus tôt de pouvoir bénéficier d’un taux d’annuité plus élevé que si elles avaient dû atteindre l’âge minimal d’ouverture de droit commun (c’est-à-dire 62 ans). Ce taux n’est toutefois pas toujours aussi élevé que celui de l’assuré ayant commencé à travailler à 20 ans $\frac{1}{2}$: si c’est bien le cas pour les départs anticipés à partir de 60 ans (dans le cadre du décret du 2 juillet 2012), ce ne l’est pas pour les départs avant cet âge. Par exemple, pour le départ à 59 ans d’une personne née en 1955, la condition de durée cotisée requise est en effet de 42,5 années (ce qui suppose ici un âge de début de carrière de 16 ans $\frac{1}{2}$), soit une année de plus que la durée requise pour le taux plein ; cette année supplémentaire n’est toutefois pas comptabilisée dans le calcul du montant de pension, ni dans le coefficient de proratisation, ni sous la forme d’une surcote.

Comparer les taux d’annuité à des âges de départ à la retraite différents masque le fait que la durée moyenne de perception de la pension n’est pas la même. Pour neutraliser ces disparités, on peut considérer le cumul des pensions de retraite sur toute la durée de perception, plutôt que le montant de la rente annuelle. On considère alors un indicateur de *taux de prestation du salaire de référence*, calculé ici en multipliant le taux d’annuité par la durée espérée de retraite¹¹. Un taux de prestation de 30 % par exemple signifie que chaque année validée donnera lieu à un montant total de prestations, versées tout au long de la période de retraite, représentant 30 % du salaire de référence¹².

Contrairement au taux d’annuité, le taux de prestation du salaire de référence d’un assuré n’augmente pas systématiquement avec son âge de liquidation, car la hausse du taux d’annuité peut être contrebalancée par la diminution de la durée de perception. Le taux de prestation est ainsi plus faible à 67 ans qu’à 62 ans – ou à l’âge d’ouverture des droits – pour les assurés ayant commencé leur carrière jeunes, tandis qu’il est plus élevé pour ceux qui ont commencé à travailler tard¹³.

¹¹ Celle-ci est calculée à partir de l’espérance de vie à 60 ans de la génération (27,7 années pour la génération née en 1955, sous les hypothèses du scénario central de mortalité de l’INSEE) comme : 60 + espérance de vie à 60 ans – âge de départ à la retraite. L’espérance de vie est ici supposée identique pour tous les assurés d’une même génération.

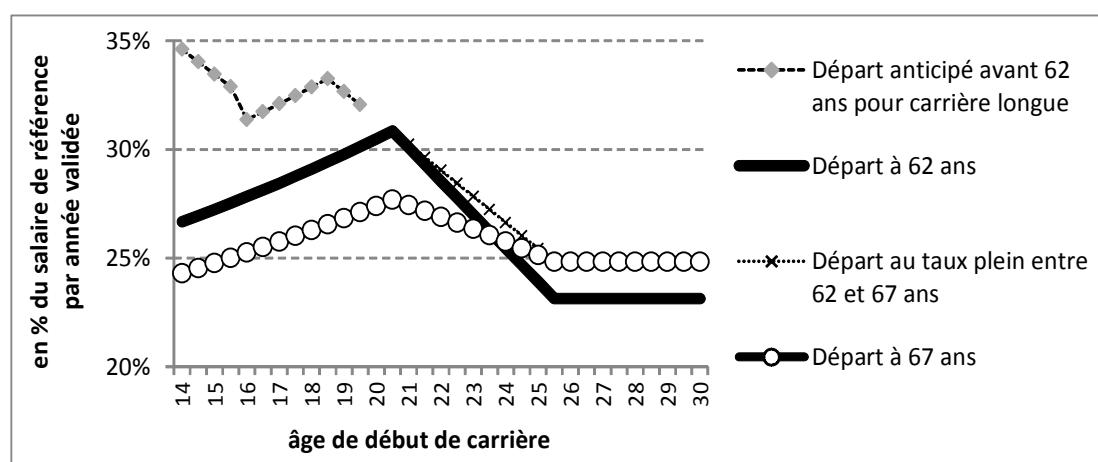
¹² Le fait de calculer ici le taux de prestation comme le produit du taux d’annuité par la durée espérée de retraite revient implicitement à considérer comme déflateur (pour actualiser les montants de pension perçus tout au long de la période de retraite) le taux de revalorisation annuelle des pensions – c’est-à-dire, compte tenu de la législation en vigueur, l’augmentation annuelle des prix à la consommation hors tabac.

¹³ Ces écarts de taux de prestation ne doivent pas être interprétés en termes d’écarts à la situation de neutralité actuarielle, car l’indicateur est calculé relativement au salaire de référence – tel que défini par la réglementation

Le taux de prestation des assurés qui partent à la retraite anticipée pour carrière longue est plus élevé que celui des assurés qui partent plus tardivement : le gain de durée de prestation lié au départ anticipé l'emporte, quantitativement, sur la perte de taux d'annuité induite par le fait que certaines périodes validées ne rentrent en compte ni dans le coefficient de proratisation, ni pour le calcul de la surcote.

Le profil du taux de prestation selon l'âge de début de carrière est en outre non-linéaire, du fait des effets de seuils et des non-linéarités dans les conditions d'éligibilité au dispositif de retraite anticipée pour carrière longue. Si l'on tient compte du fait que, avec l'obligation de scolarité jusqu'à 16 ans à partir de la génération 1953, les débuts de carrières avant cet âge sont en théorie impossibles pour les assurés nés en 1955, le taux de prestation est maximal pour un assuré qui réunit tout juste à l'âge de 60 ans les conditions pour un départ anticipé à cet âge, c'est-à-dire un assuré ayant commencé à travailler à 18 ans ¹/₂.

Figure 4 – Taux de prestation en fonction du salaire de référence, au régime général, selon l'âge de début de carrière et l'âge de départ à la retraite (génération née en 1955)



Lecture : pour un assuré ayant commencé à travailler à 20 ans et demi et partant à la retraite à 62 ans, chaque année validée donne lieu à une prestation de retraite dont le montant cumulé sur toute la vie est de 30,9 % de son salaire de référence.

Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Le constat des redistributions opérées par le cœur du système entre assurés dont la durée de carrière diffère peut poser la question de leur bien-fondé. Cette question renvoie elle-même à celle du ou des objectifs de solidarité intra-générationnelle auxquels ces redistributions sont censées contribuer. Elle est liée en particulier à la problématique des éventuelles disparités d'espérance de vie entre assurés d'une même génération, et plus précisément à la corrélation entre durée validée et espérance de vie.

Sans entrer dans ces questions de bien-fondé – qui renvoie à des choix de nature politique – on peut chercher à illustrer le lien entre taux de prestation du salaire de référence et espérance de vie, en calculant un indicateur connexe d'écart d'espérance de vie implicite correspondant à l'écart d'espérance de vie qui annulerait la différence de taux de prestation. Cet écart est calculé par rapport à un assuré de référence, supposé ici partir à la retraite à 62 ans et atteignant tout juste à cet âge la durée requise pour le taux plein. Un écart d'espérance de vie implicite de -2 années, par exemple, signifie que l'assuré a le même taux de prestation que l'assuré de référence *seulement si* son espérance de vie à 60 ans est de 2 années inférieures à ce dernier. Cet indicateur permet d'avoir des points de référence

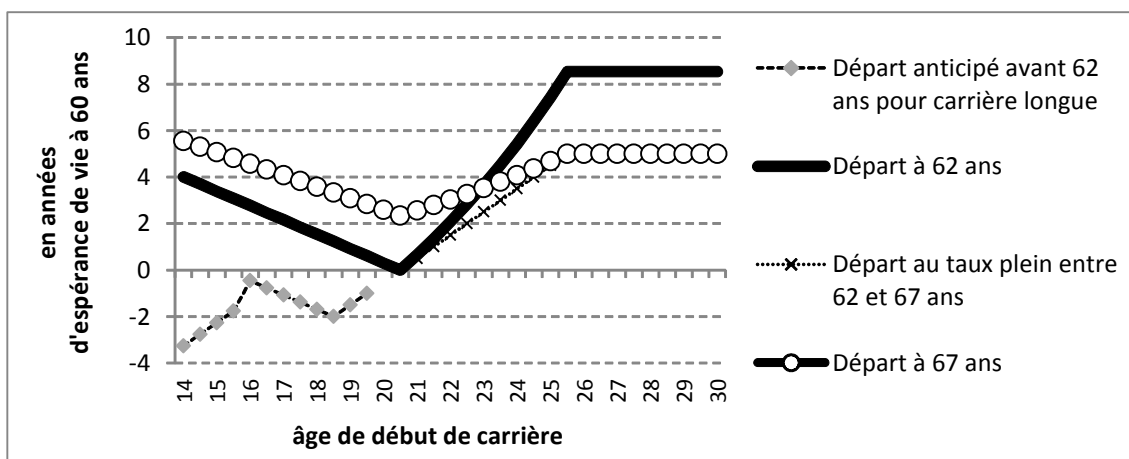
des régimes – et non au salaire moyen de carrière, et parce qu'il faudrait également tenir compte des cotisations versées, qui varient selon l'âge de départ à la retraite. Tenir compte des cotisations pourrait conduire à considérer un indicateur de taux de récupération, en divisant le taux de prestation par le taux de cotisation moyen sur la carrière.

pour apprécier les écarts de mortalité effectivement observés entre assurés, par exemple à partir des données de la DREES ou des régimes de retraite.

Les calculs théoriques à partir des barèmes déterminant le montant des pensions conduisent aux résultats suivants : par rapport à un assuré qui atteint la durée requise pour le taux plein à l'âge d'ouverture des droits exactement, les assurés concernés par les retraites anticipées pour longue carrière devraient avoir en théorie une espérance de vie de deux ans plus courte environ, et les assurés à carrière courte (qui ne peuvent partir au taux plein qu'à 67 ans) une espérance de vie de 5 ans plus longue.

Les analyses empiriques disponibles, menées récemment par la DREES et par la CNAV, montrent cependant que cette situation n'est pas systématiquement vérifiée. En particulier, les assurés à carrière courte ont en moyenne une espérance de vie plus faible, et non plus élevée (Secrétariat général du COR, 2014e). Les redistributions opérées par le cœur du système de retraite se feraient alors, en moyenne, à leur détriment.

Figure 5 – Différences d'espérance de vie implicites cohérentes avec les taux de prestation (génération née en 1955)



Lecture : un assuré qui commence sa carrière à 18 ans et demi, et part à la retraite à 60 ans (au titre du dispositif de carrière longue), a le même taux de prestation que l'assuré de référence (partant à la retraite à 62 ans après 41,5 années de carrière) si son espérance de vie à 60 ans est inférieure de deux années à celle de ce dernier.

Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Encadré 1 : La situation dans les autres régimes

Les calculs menés jusqu'ici se fondent sur les valeurs des paramètres au régime général et dans les régimes alignés. Les valeurs diffèrent dans les régimes intégrés de la fonction publique et des autres régimes spéciaux ; toutefois, dans la mesure où il s'agit également de régimes en annuités, et du fait de la convergence des paramètres de durée requise, d'âge d'ouverture des droits et d'âge d'annulation de la décote entre les régimes, les enseignements qualitatifs ci-dessus restent valables pour ces régimes.

La situation est différente pour ce qui concerne les régimes complémentaires, qui fonctionnent en points. Mais elle présente néanmoins quelques similarités, car la condition de départ au taux plein dans les régimes de base entraîne l'annulation du coefficient d'abattement dans les régimes complémentaires : la durée validée par l'assuré intervient donc, de manière indirecte par ce biais, dans le calcul des montants de pension versés par les complémentaires.

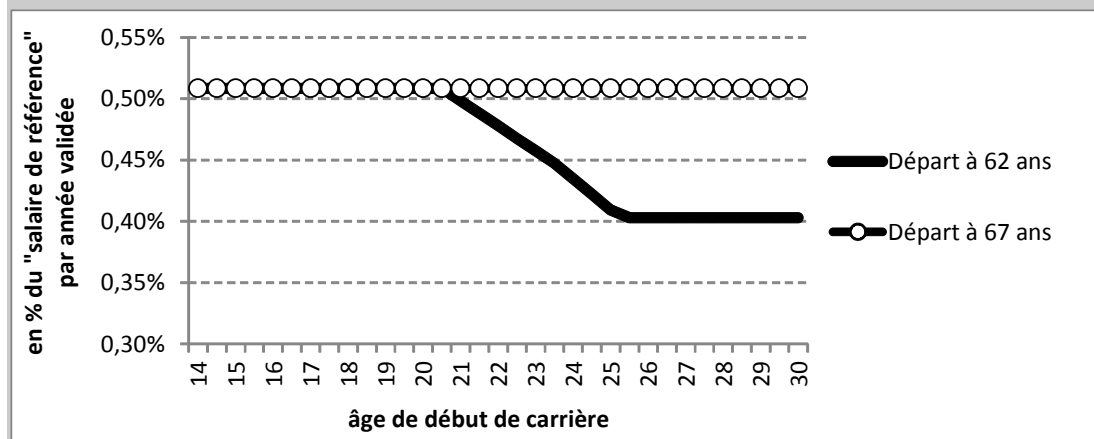
Sous certaines conditions – notamment de stabilité du taux de cotisation et de rendement instantané – on peut faire apparaître, dans la formule de calcul des pensions des régimes complémentaires et avec la réglementation en vigueur à ce jour, un « taux d'annuité apparent », qui s'avère proportionnel au coefficient d'abattement (voir annexe B). Rappelons que ce coefficient vaut 100 % en cas de départ sans abattement, et moins de 100 % en cas de départ avec abattement (un abattement de 10 % se traduit par exemple par l'application au montant de pension d'un coefficient égal à 90 %).

À l'âge de liquidation donné et pour des carrières sans interruption, le coefficient d'abattement est constant pour les âges de début de carrière permettant d'atteindre la durée requise pour le taux plein avant l'âge minimal d'ouverture des droits, puis décroît avec l'âge de début de carrière pour les âges plus élevés. Le « taux d'annuité équivalent » à l'âge de liquidation donné varie donc selon l'âge de début de carrière (pour des carrières sans interruptions). La principale différence avec les régimes de base concerne les assurés entrés tôt sur le marché du travail : leur taux d'annuité équivalent dans les régimes complémentaires est identique à celui d'un assuré qui atteint tout juste la durée requise à l'âge d'ouverture des droits, alors que leur taux d'annuité dans les régimes de base était plus faible que celui de cet assuré.

La prise en compte des régimes complémentaires dans les raisonnements ne remettrait donc pas en cause les conclusions qualitatives qui ont été tirées, au sens où, pour l'ensemble base+complémentaires, la situation la plus favorable reste celle d'un assuré qui atteint tout juste la durée requise pour le taux plein à l'âge d'ouverture des droits.

À titre d'illustration, les graphiques ci-dessous représentent les profils des « taux d'annuité » et « taux de prestation » équivalents, avec les valeurs actuelles des paramètres dans la tranche 1 à l'ARRCO (depuis le 1^{er} avril 2015 : valeur de service du point de 1,2513 €, salaire de référence de 15,2589 €, taux d'acquisition des points de 6,20 %). Les paramètres définissant l'âge d'ouverture des droits et l'obtention du taux plein dans le régime de base sont par ailleurs, comme dans le reste du document, ceux de la génération née en 1955 (durée requise de 41 années ½ et âge minimal d'ouverture des droits de droit commun de 62 ans). Les calculs sont réalisés avec les règles en vigueur à ce jour, et ne préjugent donc pas des modifications éventuelles qui pourront être apportées à l'issue des négociations en cours entre les partenaires sociaux – parmi lesquelles celles concernant la mise en place éventuelle d'abattements temporaires dégressifs, dont les conséquences seraient de modifier sensiblement les profils représentés ci-dessous.

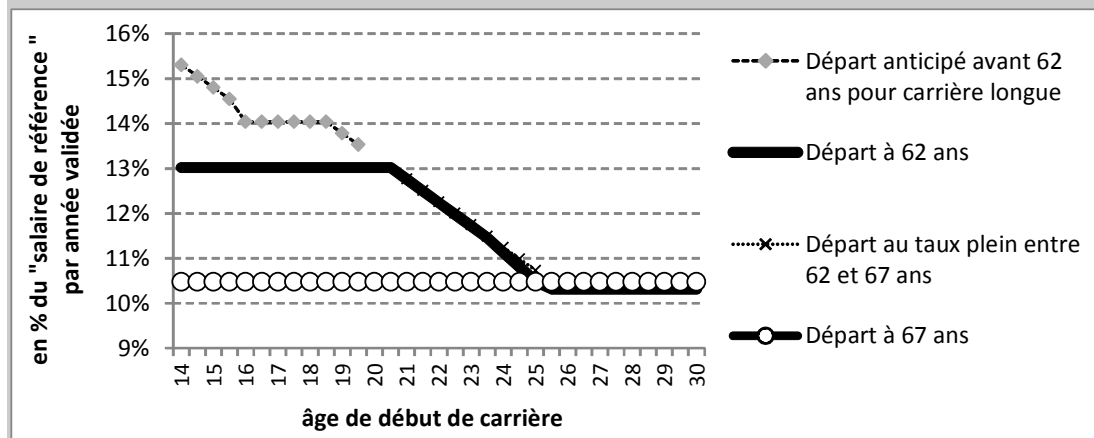
Figure 6 – « Taux d'annuité équivalent » à l'ARRCO (valeurs 2015 des paramètres ARRCO)



Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; ARRCO.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Figure 7 – « Taux de prestation équivalent » à l'ARRCO (valeurs 2015 des paramètres ARRCO)



Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; ARRCO.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Rappelons que les redistributions entre assurés décrites ici ne correspondent qu'aux effets « théoriques », liés aux formules de taux de liquidation et de proratisation. L'annexe C de ce document de travail cherche à établir si le résultat théorique peut être généralisé, compte tenu d'une part de la diversité des carrières réelles (et en particulier, du fait que de nombreuses carrières ne sont pas continues) et d'autre part de l'existence de dispositifs de solidarité, notamment ceux qui permettent de valider des trimestres pour la retraite à d'autres titres que l'emploi (périodes assimilées, trimestres d'assurance vieillesse des parents au foyer, majorations de durée d'assurance pour enfants, etc.) Ces trimestres relativisent en effet le lien entre durée validée pour la retraite et durée de la carrière proprement dite. Plus ils sont nombreux, plus ils contribuent à augmenter le montant de la pension annuelle, et donc plus les années effectivement travaillées apparaîtront « valorisées » en termes de montant de pension.

L'analyse, menée à partir de simulations sur un échantillon représentatif des assurés nés entre 1955 et 1959, montre que les redistributions apparentes diffèrent si l'on s'intéresse aux taux d'annuité effectifs, tenant compte des dispositifs de solidarité : le taux d'annuité apparaît alors maximal pour les assurés ayant les durées en emploi les plus courtes (moins de 25 années travaillées), ceux-ci bénéficiant plus souvent en moyenne de trimestres validés à d'autres titres que l'emploi et « utiles » pour le calcul de la retraite. Plus globalement, en tenant compte des dispositifs de solidarité et du fait qu'ils bénéficient plus fréquemment aux assurés les plus précaires, la valorisation globale de chaque année travaillée apparaît la plus élevée en moyenne parmi les assurés à carrière courte, parmi ceux ayant fini leurs études le plus jeune, et parmi les assurés à plus bas salaire (voir annexe C).

1.3 Les redistributions entre les générations

Les barèmes de montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de départ à la retraite ont pour conséquences des redistributions au sein des générations, mais également entre les générations, et cela à double titre : d'une part, en conséquence directe des effets illustrés dans la sous-partie précédente, puisque la distribution des âges de début de carrière – et plus généralement celle des durées de carrière – varie entre les générations ; et d'autre part, parce que les paramètres de retraite (durée requise pour le taux plein et bornes d'âge) évoluent au fil des générations. Ces évolutions des paramètres ont pu être faites dans certains cas en lien avec les évolutions observées ou projetées de l'espérance de vie à 60 ans (cas de l'allongement de la durée requise pour le taux plein à partir de 2003), et d'en d'autres non (cas de l'allongement de la durée requise pour le taux plein avant 2003 et de la hausse de deux ans des bornes d'âge à partir de 2010).

La thématique de l'équité entre les générations au regard de la durée de retraite¹⁴ est souvent étudiée en comparant les durées de retraites moyennes par génération – exprimées dans l'absolu, en proportion de la durée de vie totale ou bien relativement à la durée de carrière –, ces durées étant elles-mêmes calculées par différence entre l'espérance de vie et l'âge moyen de départ à la retraite (Secrétariat général du COR, 2014d¹⁵ ; Aubert et Rabaté, 2015). Mais de telles analyses à partir de moyennes pour l'ensemble des assurés au sein de chaque génération peuvent masquer le fait que les redistributions entre générations ne sont pas homogènes entre les différents profils de carrière. En conséquence, elles ne permettent pas de distinguer ce qui, dans les différences observées entre les générations, procède des évolutions des barèmes réglementaires ou bien de la disparité des caractéristiques entre les générations (notamment de durées de carrières). Or cette distinction peut être pertinente

¹⁴ Cf. l'objectif que « les assurés bénéficient d'un traitement équitable au regard de la durée de la retraite [...], quels que soient [...] la génération à laquelle ils appartiennent » (II de l'article L111-2-1 du code de la sécurité sociale).

¹⁵ Dans cette étude, les durées de retraites par génération sont calculées pour des cas types d'assurés à carrière complète, dont l'âge de début de carrière correspond à l'âge moyen observé pour chaque génération d'après les données statistiques de la Drees. Pour ces cas types d'assurés, qui partent à la retraite au taux plein sans décote ni surcote et à l'issue d'une carrière complète, le taux de prestation du salaire de référence au régime général correspond en fait à la moitié du rapport entre la durée de retraite et la durée de carrière : il revient donc au même de raisonner à partir du taux de prestation du salaire de référence ou bien à partir du rapport entre les durées de retraite ou de carrière..

d'un point de vue normatif : si, par exemple, on juge légitime les redistributions selon la durée de carrière qui sont induites par les barèmes, une différence de situation moyenne devient également légitime entre deux générations dès lors que les distributions des durées de carrières varient entre ces deux générations. Mais encore faut-il s'assurer que la différence s'explique bien par les écarts de durée de carrière, et qu'elle n'est pas accentuée par des effets propres des barèmes à *durées de carrière identiques*.

L'approche développée dans le présent document de travail permet d'approfondir l'analyse sur ce point, en étudiant les évolutions des taux de prestation au fil des générations séparément pour chaque âge de début de carrière. L'indicateur de taux de prestation est ici privilégié, car il prend bien en compte les disparités d'espérance de vie entre les générations (sous les hypothèses du scénario central de mortalité des dernières projections démographiques de l'Insee).

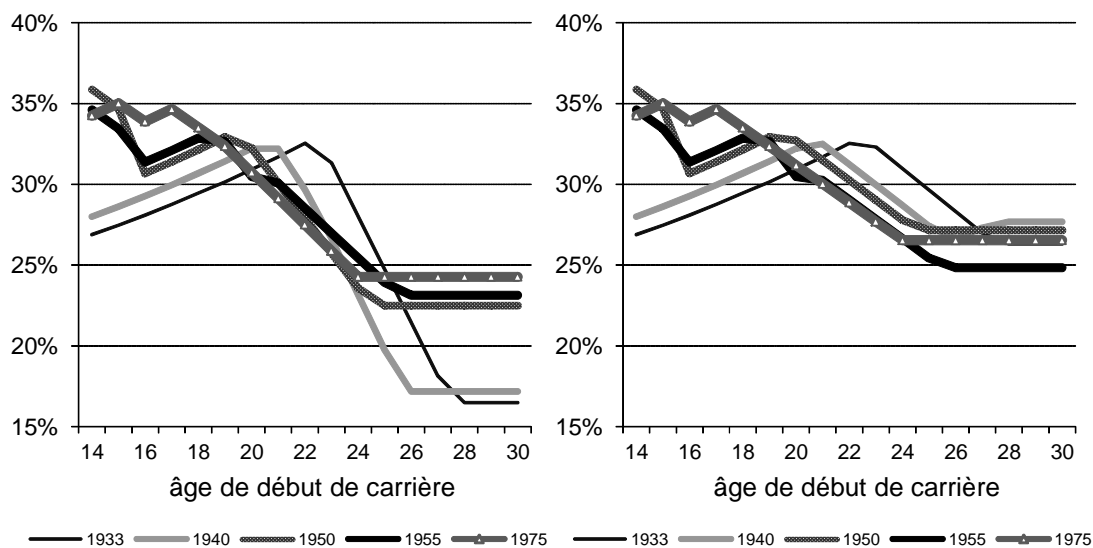
La Figure 8 présente les taux de prestation selon l'âge de début de carrière, calculés en cas de départ à la retraite à l'âge minimal d'ouverture des droits ou bien au taux plein, pour cinq générations : la génération née en 1933 (dernière génération non-touchée par la réforme de 1993 : bornes d'âge de 60 et 65 ans, et durée requise de 37,5 ans) ; la génération née en 1940, partie à la retraite avant la réforme de 2003 (bornes d'âge de 60 et 65 ans, durée requise pour le taux plein de 39,25 ans, mais durée de référence pour la proratisation de 37,5 ans) ; la génération 1950, partie après la réforme de 2003, et qui est donc à ce titre concernée par les possibilités de départ anticipé pour longue carrière (bornes d'âge de 60 et 65 ans, durée requise égale à 40,5 ans) ; la génération 1955, c'est-à-dire la première génération pleinement touchée par le décalage des bornes d'âge consécutif à la réforme des retraites de 2010 (bornes d'âge de 62 et 67 ans, durée requise de 41,5 ans) ; et enfin la génération née en 1975, qui partira à la retraite après pleine montée en charge de l'allongement de la durée requise pour le taux plein, décidée dans le cadre de la réforme des retraites de 2014 (bornes d'âges de 62 et 67 ans, durée requise de 43 ans). La figure suivante (Figure 9) présente le même indicateur, mais selon un angle différent : le graphique suit les évolutions des taux de prestations en cas de départ au taux plein pour divers âges de début de carrière (à chaque âge de début de carrière, la référence – base 100 – est le taux de prestation pour la génération née en 1933, c'est-à-dire la dernière génération non-concernée par la réforme de 1993).

Les évolutions des taux de prestations entre ces cinq générations ne sont pas uniformes. Parmi les assurés entrés tôt sur le marché du travail et à carrière complète, les barèmes de taux de liquidation et de proratisation avantagent les générations les plus jeunes par rapport aux plus anciennes. Ce résultat tient en grande partie à la mise en place des dispositifs de départ anticipé pour longue carrière (réforme de 2003 et décret du 2 juillet 2012), et au fait que la durée requise la plus élevée parmi les générations étudiées ici (43 ans pour les nés à partir de 1973) reste inférieure à l'écart entre l'âge de scolarité obligatoire (16 ans) et l'âge minimal de départ à la retraite. Ainsi, pour un début de carrière à 17 ans, le taux de prestation augmente continûment au fil des générations : une carrière continue commençant à 17 ans permet en effet un départ à la retraite à taux plein dès 60 ans pour toutes les générations¹⁶ ; dans ces conditions, le taux de prestation évolue donc comme l'espérance de vie.

En cas de début de carrière plus tardif, les barèmes de taux de liquidation et de proratisation avantagent à l'inverse les générations les plus anciennes, du moins dans les situations de départ à la retraite au taux plein. Pour un départ à l'âge minimal avec décote, ces générations plus anciennes étaient toutefois désavantagées par rapport aux plus jeunes, du fait du coefficient de décote nettement plus élevé (minoration de 10 % par année manquante pour les générations nées avant 1944, contre 5 % par année manquante pour celles nées à partir de 1953). Par ailleurs, pour un début de carrière très tardif (à 30 ans), les générations les plus anciennes, du fait de leur espérance de vie à 60 ans plus courte, sont désavantagées par rapport à celle née juste avant que la durée de référence pour la proratisation soit relevée, c'est-à-dire par rapport à la génération née en 1943.

¹⁶ À l'exception de la génération 1952, pour laquelle un départ à la retraite à 60 ans n'est pas possible, car cette génération a atteint l'âge de 60 ans avant la mise en application du décret du 2 juillet 2012 (élargissant les possibilités de départ anticipé à la retraite dès 60 ans).

Figure 8 – Taux de prestation selon l'âge de début de carrière, pour plusieurs générations
(gauche : départ à l'âge minimal ; droite : départ au taux plein)



Lecture : pour un assuré ayant commencé à travailler à 26 ans et partant à la retraite à l'âge minimal d'ouverture des droits, chaque année validée donne lieu à une prestation de retraite dont le montant cumulé sur toute vie est de 16,3 % du salaire de référence s'il est né en 1940, et de 24,3 % s'il est né en 1975.

Champ : assurés sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Au-delà de la génération née en 1973, les taux de prestation augmentent quel que soit l'âge de début de carrière, car les valeurs des paramètres de retraite seront alors stabilisées, d'après la législation en vigueur, tandis que l'espérance de vie est supposée augmenter au fil des générations. Pour apprécier les effets cumulés des réformes des retraites, il est plus pertinent de suivre les évolutions entre la génération 1933 (dernière génération avant la réforme de 1993) et la génération 1973 (première génération concernée par la pleine montée en charge de la réforme de 2014). Entre ces deux générations, les taux de prestations ont globalement augmenté en cas de carrière continue commençant à 19 ans ou avant, et globalement diminué en cas de carrière continue commençant à partir de 21 ans.

Le taux de prestation est pratiquement égal entre la génération 1933 et la génération 1973 en cas de début de carrière à 20 ans – situation qui fondait la règle de calcul pour l'allongement de la durée requise dans la réforme de 2003 (Secrétariat général du COR, 2014d). Cette stabilité sur le long terme masque toutefois une hausse entre les générations 1933 et 1948 (l'allongement de la durée requise de 37,5 ans à 40 ans étant sans effet en cas de carrière continue démarrée à 20 ans, couplée à un départ à la retraite à 60 ans), contrebalancée par une baisse d'ampleur similaire entre les générations 1950 et 1955 (liée au relèvement de la borne d'âge minimal de 60 à 62 ans).

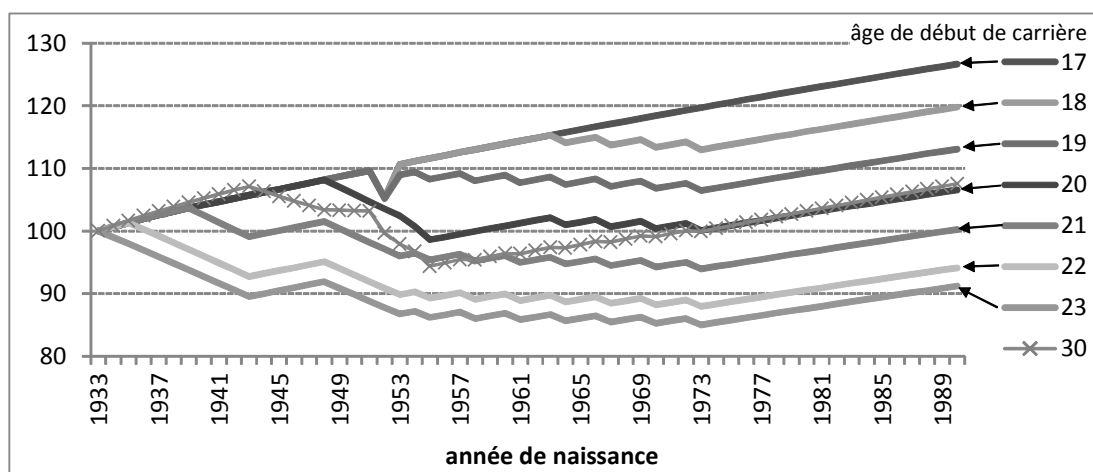
Un même constat de stabilité du taux de prestation entre les générations 1933 et 1973 peut être fait pour les situations de début de carrière à 30 ans – c'est-à-dire plus généralement pour toutes les situations de départ à la retraite à l'âge d'annulation de la décote, avec une carrière incomplète¹⁷. Là encore, cette stabilité masque une augmentation régulière jusqu'à la génération née en 1943, liée au fait que la réforme de 1993 avait laissé inchangée à 37,5 ans la durée de référence au dénominateur du coefficient de proratisation, puis une diminution entre les générations 1943 et 1955, liée d'abord à l'alignement de la durée pour la proratisation sur la durée requise pour le taux plein, puis au relèvement de 2 ans de l'âge

¹⁷ Rappelons que, pour simplifier l'analyse, tous les résultats sont présentés pour des profils de carrière sans interruption. Ces derniers ne doivent pas être extrapolés sans précaution. Un assuré entré très tôt sur le marché du travail, mais qui aurait eu ensuite de longues périodes de non-emploi, peut au final avoir une durée de carrière incomplète : sa situation est alors analogue à celle des assurés à carrière incomplète ayant commencé à travailler à 30 ans.

d'annulation de la décote (de 65 à 67 ans). Le taux de prestation augmente enfin entre les générations 1955 et 1973 – qui toutes atteignent le taux plein à 67 ans –, malgré la hausse régulière de la durée de carrière complète.

Ce dernier résultat mérite qu'on s'y attarde. Il tient au fait que l'augmentation de la durée requise pour le taux plein (égale à la durée de carrière complète) a été choisie par le législateur de manière à ce que les gains d'espérance de vie à 60 ans soit partagés entre, pour deux tiers, l'allongement de la carrière, et pour un tiers, l'allongement de la durée de retraite (voir l'annexe 1 de Aubert et Rabaté, 2015). Or le taux de prestation en cas de départ au taux plein à 67 ans à l'issue d'une carrière incomplète se résume, à une constante près, au rapport entre l'espérance de vie à 67 ans et la durée requise pour le taux plein dans la législation. Comme un gain d'espérance de vie (au numérateur) n'augmente la durée requise, au dénominateur, que pour deux tiers de ce gain, l'augmentation projetée de l'espérance de vie au fil des générations implique, dans cette situation, une augmentation régulière du taux de prestation.

Figure 9 – Évolution des taux de prestation au fil des générations selon l'âge de début de carrière (base 100 = génération née en 1933) (départ au taux plein)



Lecture : pour un assuré à carrière continue commencée à 17 ans, la valorisation de chaque année validée (en termes de cumul des retraites sur la période de vie) est de 27 % plus élevée s'il est né en 1990 que s'il est né en 1933 (compte tenu des différences d'espérance de vie entre les deux générations). Parmi les assurés ayant commencé leur carrière à 23 ans, cette valorisation est de 9 % plus faible pour un né en 1990 par rapport à un né en 1933.

Champ : assurés sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Pour conclure et revenir à la question initiale de cette sous-partie – à savoir : les différences de traitement entre les générations sont-elles bien fondées au regard des différences de durée de carrière et d'espérance de vie ? – on peut utiliser l'analyse réalisée ici pour décomposer les indicateurs d'équité de traitement au regard de la durée de retraite du COR.

Ces indicateurs sont calculés en rapportant les durées de retraite de chaque génération à leurs durées de carrière ou à leur espérance de vie totale, et ce pour des cas types à carrières complètes et pour les moyennes au sein de chaque génération (voir COR, 2015, pages 66 à 69, et Secrétariat général du COR, 2014d). Or, en cas de départ au taux plein au terme d'une carrière complète – ce qui est le cas des cas types du COR – le rapport entre la durée de retraite et la durée de carrière correspond au double du taux de prestation du salaire de référence, tel que calculé dans le présent document de travail.

Afin d'isoler les différents facteurs d'évolution entre les générations, les taux de prestations ont été calculés d'abord en supposant constant d'une génération à l'autre l'âge de début de carrière – ce qui permet d'isoler l'effet propre lié aux évolutions des valeurs des paramètres

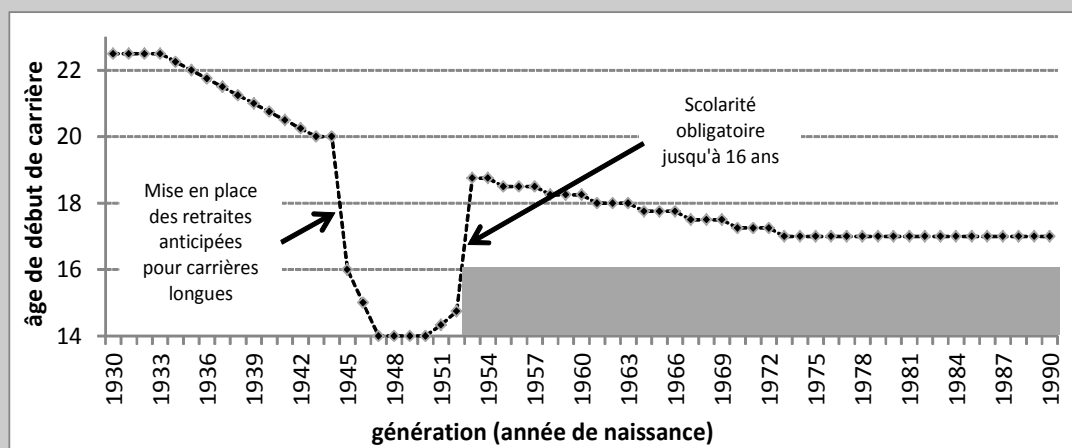
de retraite et de l'espérance de vie – puis en supposant constant les barèmes et l'espérance de vie – de manière à isoler l'effet propre des variations de l'âge de début de carrière. Les évolutions d'une génération à l'autre sont ensuite chaînées pour obtenir le profil d'évolution sur longue période. Les âges de début de carrière des cas types du COR sont définis d'après les durées effectivement validées en début de carrière (plus précisément, avant 30 ans), observées dans les données statistiques de la Drees pour chaque génération née entre 1946 et 1978. Les graphiques ci-dessous (Figure 11) se concentrent donc sur ces générations.

Encadré 2 : L'évolution de l'âge « optimal » de début de carrière au fil des générations

Parmi les personnes nées en 1955, les barèmes de taux de liquidation et de proratisation conduisent à ce que le taux de prestation soit maximal pour un assuré qui réunit tout juste à l'âge de 60 ans les conditions pour un départ anticipé à cet âge, c'est-à-dire un assuré ayant commencé à travailler à 18 ans ½. Cet âge optimal dépend des paramètres de retraite : il varie donc entre les générations, puisque les paramètres de législation varient aussi selon l'année de naissance des assurés.

Une manière alternative d'illustrer le fait que les évolutions de la législation ont été relativement plus favorables, pour les générations les plus jeunes, parmi les assurés entrés le plus tôt sur le marché du travail, consiste à suivre l'évolution de l'âge optimal de début d'une carrière continue. Cet âge, qui était de 22 ans et demi parmi les générations les plus anciennes (parties à la retraite avant la réforme de 1993) a diminué régulièrement au fil des générations, pour se stabiliser à 17 ans parmi les générations nées à partir de 1973.

Figure 10 – Âge de début de carrière procurant le taux de prestation maximal, par génération



Lecture : parmi les retraités nés en 1930 à carrière sans interruption, le taux de prestation maximal est obtenu par les assurés qui ont commencé leur carrière à 22 ans et demi (et ont liquidé leurs droits à l'âge d'ouverture des droits).

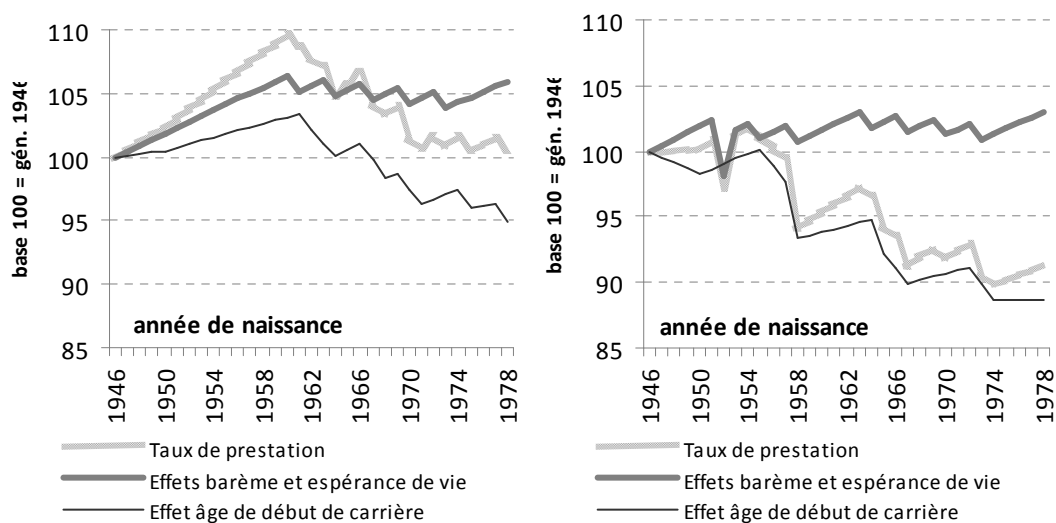
Champ : régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

La décomposition montre que la diminution régulière du taux de prestation au fil des générations, à partir de celles nées à la fin des années 1950, correspond pour l'essentiel à l'effet propre de la hausse des âges moyens de début de carrière. Si l'on neutralise cet effet, les taux de prestations sont globalement stables, ce qui signifie que les évolutions des paramètres de retraite entre les générations sont bien calibrées pour compenser à peu près les gains d'espérance de vie projetés. En d'autres termes, pour ces profils de carrière, les modifications des paramètres de retraite ne créent pas de redistribution entre les générations autre que celle qui existe déjà au sein des générations, entre les assurés selon leurs durées de carrière.

Figure 11 – Facteurs d'évolution du taux de prestation pour les cas types du COR de salariés du privé (base 100 = génération née en 1946)

(gauche : cas type de non-cadre ; droite : cas type de cadre)



Lecture : entre les générations 1946 et 1978, le taux de prestation pour le cas type de cadre du COR diminue de 9 %, la diminution s'expliquant essentiellement par l'effet propre des différences d'âge de début de carrière entre les générations (-11 %) ; une fois cet effet neutralisé, l'effet propre des modifications de barème compensées par l'augmentation de l'espérance de vie se traduit par une augmentation de 3 %.

Champ : cas types du COR de salariés du privé à carrière sans interruption.

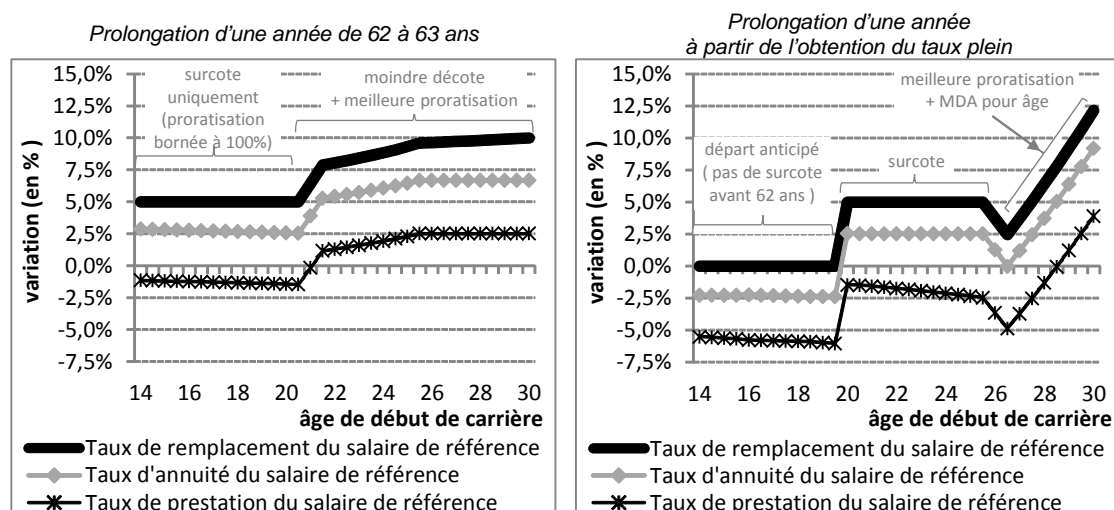
Source : calculs auteur d'après la législation.

II - Le gain de montant de pension en cas de prolongation d'activité

Étudier la modulation du montant de pension selon l'âge de départ à la retraite et la durée validée conduit à s'intéresser à deux problématiques. La première, étudiée dans la partie précédente, était celle des redistributions entre assurés (selon leur durée de carrière, leur âge de début de carrière, etc.) pour un départ à la retraite à un âge donné. Nous nous intéressons maintenant à la seconde problématique, qui consiste à apprécier la diversité entre assurés du gain de pension au terme d'une prolongation d'activité de durée donnée (par exemple un report d'un an de l'âge de départ à la retraite). Cette analyse peut être lue aussi bien en termes d'incitations créées par le système de retraite – tous les assurés reçoivent-ils la même incitation à poursuivre leur activité ? – qu'en termes de liberté de choix offerte aux assurés¹⁸ – les assurés se voient-ils tous offrir la même « liberté de choix » ?

L'analyse des effets explicites prévus dans les règles de calcul des pensions, menée dans la partie précédente et dans l'annexe A, permet de caractériser les effets théoriques d'une prolongation de carrière et/ou d'un report de l'âge de départ à la retraite sur le montant de la pension de retraite. Une prolongation d'une année au-delà du taux plein conduit ainsi généralement à un gain de 5 %, du fait de la surcote, sauf pour les assurés qui partent en retraite anticipée pour carrière longue et les assurés qui partent au-delà de 67 ans, du fait de la majoration de durée d'assurance (MDA) pour âge.

Figures 12 – Variation en cas de prolongation d'activité d'une année des taux de remplacement, taux d'annuité et des taux de prestation du salaire de référence



Lecture : Pour un assuré ayant commencé sa carrière à 18 ans, une prolongation d'activité de 62 ans à 63 ans augmente son taux de remplacement du salaire de référence de 5 % (= taux de surcote).

Note : les paramètres de retraite pour la génération représentée ici sont les suivants : âge minimal égal à 62 ans, âge d'annulation de la décote égal à 67 ans, et durée requise pour le taux plein de 41,5 années. Le « creux », dans le graphique de droite, pour un début de carrière vers 26-27 ans est lié à un effet de seuil entre les critères de la surcote et de la majoration de durée d'assurance (MDA) pour âge (voir explication dans l'annexe A).

Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

Mais les facteurs explicites de calcul des taux de liquidation, coefficient d'abattement et coefficient de proratisation ne sont pas les seuls déterminants de la modulation du montant de pension selon la durée de la carrière et l'âge de départ à la retraite. Il importe donc d'illustrer l'ensemble des effets, tous mécanismes confondus – explicites ou non.

Deux autres mécanismes, en particulier, peuvent également jouer. D'une part, une prolongation de la carrière peut avoir un effet sur les salaires de référence retenus dans les régimes en annuités. Par exemple, au régime général et dans les régimes alignés, prolonger sa carrière d'un an rajoute une année parmi lesquelles choisir les 25 meilleures en termes

¹⁸ Voir note de bas de page n°3.

de salaire annuel (sous le plafond de la Sécurité sociale) : si le salaire perçu pendant la prolongation de carrière est suffisamment élevé, le salaire de référence – égal à la moyenne des 25 meilleurs salaires annuels – sera plus élevé à l'issue de la prolongation de carrière qu'il ne l'était avant. Une prolongation d'activité peut toutefois entraîner aussi, dans certaines situations spécifiques, une baisse (nominale) du salaire de référence. C'est le cas pour les assurés qui ont validé moins de 25 années au régime général ou dans les régimes alignés, pour lesquels toutes les années de carrière sont prises en compte dans le salaire de référence : si le salaire lors de la prolongation d'activité est très faible par rapport au salaire moyen de carrière avant prolongation, la prolongation d'activité peut avoir pour effet de diminuer le salaire de référence.

D'autre part, les règles de coordination entre régimes de retraite font que, à carrière salariale identique, la modulation du montant de pension selon l'âge et la durée validée ne sera pas la même selon que les assurés sont monoaffiliés ou polyaffiliés. Une prolongation de carrière au-delà de la durée requise pour le taux plein sera par exemple sans effet sur le coefficient de proratisation d'un monoaffilié, du fait de l'écèlement à 100 % de ce coefficient, mais elle pourra être prise en compte dans les coefficients de proratisation de l'un ou de l'autre des régimes en cas de polyaffiliation, puisque la borne à 100 % est appréciée séparément dans chaque régime et uniquement à partir de la durée validée dans le régime¹⁹.

Outre ces effets, un autre facteur joue de manière plus mécanique pour les polypensionnés : puisque la modulation selon la durée validée et l'âge de départ à la retraite varie d'un régime à l'autre, la modulation du montant de la pension *tous régimes confondus* dépendra, mécaniquement, du poids de chaque régime dans la pension totale.

L'angle d'analyse retenu ici se centre sur les disparités de gains de pension entre assurés, selon leurs profils de carrière, à partir d'un échantillon représentatif des carrières. On ne revient pas, en revanche, sur la comparaison du barème moyen à la référence que constitue la situation de neutralité actuarielle à la marge – comparaison déjà étudiée en détail dans un article récent de Briard et Mahfouz (2011).

II.1 Les facteurs de gain de pension : illustrations pour des carrières types

Quantifier l'effet en termes de droit à retraite d'une prolongation d'activité par un assuré pose la question de l'indicateur sur lequel apprécier cet effet. Si l'on pense spontanément au montant de la pension de retraite, celui-ci n'est pas forcément l'indicateur le plus pertinent, car la carrière au terme de la prolongation d'activité est distincte – car un peu plus longue – de la carrière avant prolongation : en d'autres termes, l'impact sur le montant de pension n'est pas un impact « toutes choses égales par ailleurs ». Pour se placer dans ce dernier cadre d'analyse, il est nécessaire de neutraliser les différences de carrière, ce qui conduit à considérer d'autres indicateurs : montant de pension rapporté à la durée validée, taux d'annuité, taux de prestation, etc. (voir l'annexe A). Selon l'indicateur retenu, l'interprétation de l'impact en termes de droit à retraite d'une prolongation d'activité, et donc l'appréciation qu'on peut avoir de cet impact, variera.

Avant de développer, dans la section qui suit, l'analyse de la diversité de situations sur échantillon représentatif, cette première section illustre les divers indicateurs qui peuvent être retenus. Cette illustration est menée sur l'exemple des deux cas types du COR de non-cadre et de cadre salariés du secteur privé à carrière continue (respectivement cas types n°2 et n°1, voir Secrétariat général du COR, 2014c)²⁰. On retient des cas types nés en 1955, et on apprécie l'impact d'une prolongation d'activité de 62 à 63 ans, c'est-à-dire une prolongation d'un an par rapport à l'âge minimal de droit commun pour la génération née en 1955. Notons que, du fait de leur âge de début de carrière (19 ans et 7 mois pour le cadre et 17 ans et 11 mois pour le non-cadre), les deux cas types atteignent la durée requise pour le

¹⁹ L'effet sur la surcote est en revanche identique en cas de mono- ou de polyaffiliation, car la surcote est calculée à partir de la durée validée tous régimes.

²⁰ Les simulations sur cas types ont été réalisées par le bureau « Retraites » de la Drees, que nous remercions ici.

taux plein avant l'âge de 62 ans. On ne discute, ci-après, que la situation pour le non-cadre (cas type n°2), mais le tableau ci-dessous fournit tous les chiffrages, y compris ceux correspondant au cas type de cadre.

Pour le cas type de non-cadre né en 1955, une prolongation d'activité de 62 à 63 ans permet d'augmenter le montant de pension de retraite tous régimes de 5 %, cette augmentation étant une moyenne de celle de la pension versée par la CNAV (+5,9 %) et de celle versée par l'ARRCO (+2,9 %), pondérée par le poids de chacun de ces deux régimes dans la pension totale (70 % pour la CNAV et 30 % pour l'ARRCO)²¹.

La hausse du montant de pension est plus élevée que l'allongement de la durée de carrière (+2,3 %) : il y a donc un gain de montant de retraite à durée de carrière donnée (c'est-à-dire le montant moyen de pension versé pour chaque année de carrière), égal à +2,7 %.

Ce gain peut être décomposé comme la somme de deux termes. Le premier, qui vaut +1,9 %, est lié à la modulation explicite du montant de pension selon l'âge et la durée validée (qui passe par le taux de liquidation et le coefficient de proratisation à la CNAV et par le coefficient d'abattement à l'ARRCO). Le second, égal à +0,8 %, est lié au salaire de référence dans le régime de base et aux modalités d'acquisition et de revalorisation des points dans le régime complémentaire (qui définissent par analogie avec le régime de base un « salaire de référence » correspondant au salaire moyen de carrière revalorisé par la valeur d'achat du point – voir annexe B).

À la CNAV, le premier terme est inférieur au barème de la surcote (+2,7 % au lieu de +5 % par année de surcote), car l'effet de cette dernière est atténué par l'écrêtement à 100 % du coefficient de proratisation (conduisant en pratique à ce que les années validées au-delà de la durée requise pour le taux plein ne soient pas prises en compte dans ce coefficient). À l'ARRCO, le premier terme vaut ici 0, car ce régime ne verse pas de surcote et le coefficient d'abattement reste à 100 % suite à la prolongation d'activité ; la variation du « salaire de référence » correspond alors à celle de la pension moyenne par année validée.

La décomposition du gain pour l'ensemble tous régimes est obtenue en pondérant les résultats dans chaque régime par leur poids dans la pension totale. Il apparaît ainsi que près du tiers du gain de pension par année validée lié à la prolongation d'activité (0,8 % sur 2,7 %) provient non pas de la modulation explicite prévue par les formules de calcul (surcote, etc.) – correspondant à la variation du taux d'annuité du salaire de référence –, mais d'un effet indirect *via* la prise en compte des salaires de carrière dans le salaire de référence. Notons que cette proportion est de 50 % (1 % sur 2 %) en ce qui concerne le cas type de cadre²².

La décomposition entre salaire de référence (ou son équivalent défini pour les régimes complémentaires) et taux d'annuité du salaire de référence est cependant en partie conventionnelle, car elle dépend des dispositions réglementaires définissant chaque terme des formules de calcul, en particulier du salaire de référence. Dans une optique plus économique, il est davantage pertinent de considérer le taux d'annuité du salaire moyen de carrière, qui permet de raisonner à masses des revenus tirés de l'activité (sur l'ensemble de la carrière) égales. Il est également pertinent de rapporter tous les indicateurs au salaire moyen par tête (SMPT) dans l'ensemble de l'économie, afin de neutraliser les effets de richesse d'une année sur l'autre²³.

Relativement au SMPT, le montant de pension du cas type de non-cadre né en 1955 augmente de 3,5 % en cas de prolongation d'activité de 62 à 63 ans (soit 5 % de hausse du montant en euros constants moins 1,5 % de hausse du SMPT, lui aussi en euros constants).

²¹ Dans tout ce document, l'inflation a été supposée nulle en projection : les variations de montant de pension présentées s'interprètent donc en euros constants.

²² Pour les cas types, le salaire individuel après 60 ans est supposé évoluer d'une année sur l'autre comme le salaire moyen par tête (SMPT) dans l'ensemble de l'économie. L'hypothèse diffère de celle réalisée dans la sous-partie suivante.

²³ Cela signifie, en pratique, que le taux de croissance du SMPT est retenu comme taux d'actualisation pour le calcul du salaire moyen sur toute la carrière.

Le gain de pension par année validée, donc une fois neutralisé l'effet de l'allongement de 2,3 % de la durée de carrière, est de +1,2 %, dont +0,8 % correspond à une hausse du taux d'annuité du salaire moyen. Cette hausse signifie que, à 63 ans, une année de carrière pour le cas type de non-cadre est davantage valorisée – en pourcentage du salaire moyen de carrière – qu'à 62 ans.

Un des intérêts de l'indicateur de taux d'annuité du salaire moyen de carrière est qu'il permet d'apprécier les redistributions implicites entre assurés : en effet, en l'absence de redistribution, les montants de pension seraient strictement proportionnels aux salaires moyens de carrière (à durée de carrière donnée), et les taux d'annuités seraient donc constants d'un assuré à l'autre. La hausse du taux d'annuité de +0,8 % entre 62 et 63 ans signifie donc que, au sein des non-cadres du secteur privé qui ont un profil de carrière analogue à celle du cas type n°2, le système de retraite réalise une redistribution des assurés qui partent dès l'âge d'ouverture des droits vers ceux qui partent un peu plus tard. A l'inverse, compte tenu de la baisse du taux d'annuité de 0,2 % pour le cas type de cadre, le système de retraite réalise, parmi les cadres du secteur privé ayant le même profil de carrière salariale que ce cas type, une redistribution au profit des assurés qui partent dès l'âge d'ouverture des droits de 62 ans.

Figure 13 – Variation de divers indicateurs en cas de prolongation d'activité de 62 à 63 ans, pour les cas types du secteur privé n°1 et n°2 du COR (génération née en 1955)

		Cas type n°2 (non-cadre à carrière continue)			Cas type n°1 (cadre à carrière continue)				
		Tous régimes	CNAV	ARRCO	Tous régimes	CNAV	ARRCO	AGIRC	
Pension à 62 ans :									
Montant mensuel brut de pension (en euros)		1 783	1 254	529	3 987	1 498	636	1 854	
Poids dans la pension totale (en %)		100%	70%	30%	100%	38%	16%	46%	
Variation en cas de départ à 63 ans plutôt que 62 ans :									
Indicateurs en euros constants	Montant de pension	1	5,0%	5,9%	2,9%	4,3%	5,8%	2,9%	3,6%
	<i>Durée validée</i>	<i>a</i>	2,3%	2,3%	2,3%	2,3%	2,3%	2,3%	2,3%
	Montant de pension par année validée	2=1-a	2,7%	3,5%	0,6%	2,0%	3,4%	0,5%	1,3%
	<i>Salaire de référence (ou équivalent)</i>	<i>b</i>	0,8%	0,8%	0,6%	1,0%	0,8%	0,5%	1,3%
	Taux d'annuité du salaire de référence	3=2-b	1,9%	2,7%	0,0%	1,0%	2,6%	0,0%	0,0%
	<i>Durée de retraite</i>	<i>c</i>	-3,9%	-3,9%	-3,9%	-3,9%	-3,9%	-3,9%	-3,9%
	Masse des pensions cumulée sur la durée de retraite	4=1+c	0,9%	1,8%	-1,1%	0,3%	1,7%	-1,1%	-0,4%
Taux de prestation du salaire de référence	5=1+c-a-b	-2,1%	-1,3%	-3,9%	-3,0%	-1,4%	-3,9%	-3,9%	
Salaire moyen par tête dans l'économie (SMPT)		d	1,5%	1,5%	1,5%	1,5%	1,5%	1,5%	
Indicateurs relatifs au SMPT	Montant de pension relative	6=1-d	3,5%	4,3%	1,4%	2,8%	4,3%	1,4%	2,1%
	Montant de pension relative par année validée	7=6-a	1,2%	2,0%	-0,9%	0,5%	1,9%	-1,0%	-0,2%
	<i>Salaire moyen de carrière relatif</i>	<i>e</i>	0,3%	0,3%	0,3%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%
	Taux d'annuité du salaire moyen	8=7-e	0,8%	1,7%	-1,2%	-0,2%	1,2%	-1,6%	-0,9%
	<i>Effet revalorisation prix</i>	<i>f</i>	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%
	Masse relative des pensions sur la durée de retraite	9=4-(d-f)	0,1%	1,0%	-1,9%	-0,5%	0,9%	-1,9%	-1,2%
Taux de prestation du salaire moyen	10=9-a-e	-2,4%	-1,6%	-4,4%	-3,4%	-2,1%	-4,8%	-4,1%	

Notes : Les lignes blanches sont relatives à des indicateurs portant sur le montant de pension à une date donnée, tandis que les lignes bleues portent sur la masse des pensions cumulées sur toute la période de retraite. Les écarts entre les lignes peuvent légèrement différer des formules indiquées, pour des questions d'arrondis et de linéarisation (par exemple : $1 / (1+x) \approx 1-x$).

Sources : simulations Caliper (Drees) ; calculs auteur.

La redistribution évoquée ici porte sur le montant de la pension annuelle. Le diagnostic ne tient pas compte, à ce stade, du fait que la prolongation d'activité réduit par ailleurs la durée de perception de la pension, et est donc susceptible de réduire la somme cumulée des pensions versées sur toute la durée de retraite.

Le report de 62 à 63 ans réduit la durée espérée de retraite d'environ 3,9 %, compte tenu de l'espérance de vie à 60 ans de la génération 1955 (27,7 ans d'après le scénario central des

dernières projections démographiques de l'Insee)²⁴. La variation de la masse relative des pensions versées sur toute la durée de retraite (0,1 %) diffère cependant de la somme de la variation du montant de pension relative (3,5 %) et de la variation de la durée de retraite entre 62 et 63 ans (-3,9 %). Il faut en effet tenir compte des modalités de revalorisation des pensions : l'indexation sur l'inflation des pensions liquidées conduit à une diminution progressive du montant de pension relativement au SMPT, cette « dérive » étant d'autant plus importante que l'on s'éloigne de la date de liquidation. La dérive moyenne sur l'ensemble de la durée de retraite est donc un peu plus faible (d'environ 0,7 %) en cas de départ à la retraite à 63 ans plutôt qu'à 62 ans, puisque la durée totale de retraite est plus courte.

Au total, la masse de pension relative versée sur toute la durée de retraite est quasiment identique pour le cas type de non-cadre, qu'il finisse sa carrière à 62 ans ou bien à 63 ans (hausse de +0,1 % entre les deux). Cependant, si l'on tient compte du fait qu'il a travaillé plus longtemps en cas de départ à 63 ans – ce qui conduit à considérer l'indicateur de taux de prestation du salaire moyen de carrière – la valorisation d'une année de carrière, en termes de masse cumulée de pension sur toute la durée de retraite, diminue d'environ 2,4 % avec la prolongation de carrière. En tenant compte de la durée espérée de retraite, et si l'on fait l'hypothèse que la prolongation d'activité jusqu'à 63 ans est sans effet sur l'espérance de vie du cas type de non-cadre, il y a donc finalement redistribution – parmi les non-cadres qui ont le même profil de carrière salariale que le cas type n°2 – vers les assurés qui partent à la retraite le plus tôt. C'est *a fortiori* le cas parmi les cadres du secteur privé ayant le même profil de carrière salariale que le cas type n°1²⁵.

II.2 Les disparités des gains de pension entre assurés

Les cas types n°1 et n°2 du COR ne peuvent pas être représentatifs de toute la diversité des carrières salariales dans la population. En particulier, tous les assurés ne sont pas à carrière complète et continue, et certains assurés ne sont plus en emploi au moment de partir à la retraite – deux facteurs susceptibles de modifier sensiblement l'ampleur des gains de pension en cas de report de l'âge de liquidation des droits.

Des simulations ont donc été menées sur un échantillon représentatif des générations nées entre 1955 et 1964²⁶, à partir du modèle de microsimulation Destinie de l'Insee. L'analyse se centre ici sur deux indicateurs : le montant de pension, d'une part, et le taux d'annuité du salaire moyen (par année travaillée), d'autre part²⁷.

Pour isoler les effets propres du report de l'âge de la retraite, il a été supposé, dans les simulations, que les statuts des assurés sur le marché du travail restent inchangés à partir de 60 ans²⁸ : le décalage de l'âge de la retraite n'induit donc une prolongation effective d'activité que pour ceux qui étaient encore en emploi à 60 ans. Les salaires de ces assurés à partir de 60 ans sont en outre supposés évoluer comme les prix, à l'instar des revalorisations appliquées aux pensions et aux salaires portés au compte. Cette hypothèse

²⁴ On applique de manière conventionnelle cette espérance de vie à chacun des deux cas types considérés.

²⁵ Selon le tableau 1, la variation du taux de prestation du salaire moyen de carrière est égal à la somme des variations du taux d'annuité du salaire moyen de carrière, de la durée de carrière ($c = -3,9\%$) et de l'effet revalorisation sur les prix ($f = 0,7\%$).

²⁶ Vu la taille relativement restreinte de l'échantillon modélisé dans Destinie (environ 600 individus par génération), on a retenu pour l'analyse toutes les générations nées entre 1955 et 1964, plutôt que la seule génération 1955 (comme dans la première partie du document de travail), afin de disposer d'un nombre suffisant d'observations.

²⁷ Le modèle Destinie simule une version « simplifiée » du système de retraite français, dans lequel les salariés du secteur privé se voient appliquer les règles de la CNAV, de l'AGIRC et de l'ARRCO, les fonctionnaires et les assurés des régimes spéciaux se voient appliquer celles de la fonction publique d'État et de la CNRACL (les règles de ces deux régimes étant identiques), et les non-salariés les règles du régime de base du RSI. Tous les régimes de retraite, et donc toutes les règles de retraite, ne sont donc pas simulés.

²⁸ Cette hypothèse a été faite y compris pour les assurés en invalidité ou au chômage, même si le paiement de ces allocations est en pratique suspendu dès lors que les personnes peuvent bénéficier d'une liquidation de leurs droits à retraite au taux plein. Cela a en particulier pour conséquence qu'elles devraient, en toute rigueur, cesser de valider des périodes assimilées au titre de ces statuts.

permet ainsi de comparer un départ à un âge donné et un départ un an plus tard, puisqu'elle neutralise la revalorisation de pension qui a lieu entre ces deux âges. Enfin, on s'est concentré dans les simulations sur les départs à partir de l'âge minimal de droit commun ; les possibilités de départ anticipé pour carrière longue ou bien dans le cadre des catégories actives de la fonction publique (pour lesquelles un report de l'âge de liquidation ne donne pas lieu à une surcote) ont donc été neutralisées, au sens où les assurés concernés ont été supposés poursuivre leur carrière jusqu'à 62 ans au moins. Pour chaque assuré de l'échantillon, le report d'une année de l'âge de départ à la retraite a alors été simulé, d'une part, par rapport à l'âge minimal de droit commun, d'autre part, par rapport à l'âge auquel l'assuré obtient le taux plein (cet âge variant d'un assuré à l'autre).

Sur l'ensemble des assurés des générations nées entre 1955 et 1964, un report d'une année de l'âge de liquidation au-delà du taux plein augmenterait le montant de pension de 4,3 % en moyenne. Un report d'une année pour tous les assurés au-delà de l'âge minimal de 62 ans augmenterait quant à lui le montant de pension en moyenne de 4,8 %. L'augmentation est plus forte dans ce dernier cas, car tous les assurés n'ont pas encore atteint la durée requise pour le taux plein à 62 ans : or, dans cette situation, l'augmentation de la pension en cas de report est plus élevée (+6,7 % contre +3,5 % pour les assurés qui ont déjà atteint la durée complète), car elle combine des gains sur plusieurs des termes des formules de calcul (diminution de la décote, augmentation du coefficient de proratisation et amélioration éventuelle du salaire de référence).

Figure 14 – Variation moyenne du montant de pension en cas de report d'un an de l'âge de départ à la retraite

	Décalage d'un an à partir de l'âge minimal d'ouverture des droits			Décalage d'un an à partir de l'obtention du taux plein
	ensemble	dont : assurés à carrière incomplète à l'âge minimal	dont : assurés à carrière complète à l'âge minimal	
Ensemble (tous régimes)	4,8%	6,7%	3,5%	4,3%
Par régime :				
Fonction publique (SRE ou CNRACL)	7,1%	8,9%	5,4%	5,2%
Régime général	4,9%	6,6%	3,8%	5,2%
AGIRC et ARRCO	3,7%	5,9%	2,3%	2,1%
Ensemble régime général + AGIRC-ARRCO	4,5%	6,4%	3,3%	4,3%
Par sexe (tous régimes) :				
Hommes	4,8%	6,3%	3,7%	4,2%
Femmes	4,8%	7,1%	3,3%	4,4%
Par situation sur le marché du travail avant la retraite (tous régimes) :				
Hors emploi	2,6%	4,4%	0,4%	2,8%
En emploi	6,2%	8,9%	4,8%	5,2%
Selon le statut d'activité avant la retraite (tous régimes, parmi les assurés encore en emploi) :				
Non-cadre salarié du privé	5,7%	10,0%	4,7%	5,3%
Cadre salarié du privé	6,8%	9,2%	4,8%	5,0%
Fonctionnaire sédentaire	5,1%	4,9%	5,2%	5,3%
Selon le niveau de salaire en fin de carrière (tous régimes, parmi les assurés encore en emploi) :				
Entre 25% et 75% du salaire moyen	3,4%	5,2%	1,6%	3,3%
Entre 75 et 125% du salaire moyen	5,8%	9,3%	5,0%	5,3%
Entre 125% et 175% du salaire moyen	6,4%	7,9%	5,0%	5,4%
Entre 175% et 225% du salaire moyen	8,4%	8,4%		5,1%
Plus de 225% du salaire moyen	10,0%	10,0%		4,8%

Lecture : parmi l'ensemble des assurés nés entre 1955 et 1964, un report d'un an de l'âge de liquidation au-delà du taux plein permettrait d'augmenter la pension de 4,3 % en moyenne.

Note : Départs à 62 ans minimum, y compris pour les assurés éligibles à une retraite anticipée pour carrière longue et pour les catégories actives de la fonction publique.

Champ : générations 1955 à 1964.

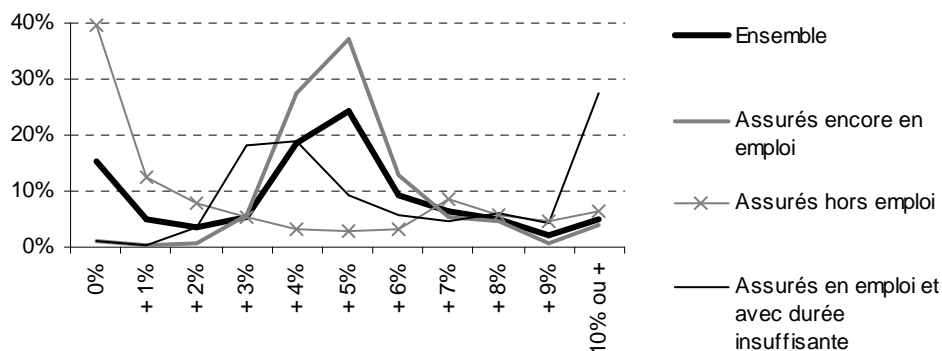
Source : modèle de microsimulation Destinée (Insee).

Le gain de montant de pension en cas de report du départ à la retraite est, comme attendu, nettement plus élevé pour les assurés qui sont encore en emploi : +5,2 % pour un report d'un an de l'âge de liquidation au-delà du taux plein, contre +2,8 % pour les assurés hors emploi.

Dans le premier cas, le gain de pension est environ égal à +5 %, c'est-à-dire le taux associé à une année de surcote, pour près de 40 % des assurés. Mais il est supérieur à cette valeur pour plus d'un quart d'entre eux – notamment des assurés polyaffiliés, s'ils augmentent leur coefficient de proratisation dans leur régime de fin de carrière, ainsi que des assurés bénéficiaires de la majoration de durée d'assurance pour âge. À l'inverse, le gain de pension en cas de prolongation d'activité d'un an au-delà du taux plein peut être inférieur à 5 %, dans plus d'un tiers des cas. Il s'agit notamment d'assurés pour lesquels les régimes complémentaires – qui n'appliquent pas de surcote – représentent une partie substantielle de la pension. Les règles spécifiques à la surcote dans les régimes de base font par ailleurs que, dans certains cas, une prolongation d'activité d'une année calendaire conduit à trois trimestres de surcote seulement, au lieu de quatre.

Parmi les assurés déjà sortis de l'emploi au moment de l'atteinte du taux plein, la variation de pension suite au report du départ à la retraite est nulle dans une grande partie des cas. Mais elle peut parfois être positive dans certaines situations, ce qui explique le gain moyen estimé supérieur à 0. Ces situations incluent notamment les cas des assurés qui, à l'issue d'une carrière incomplète, atteignent le taux plein à 67 ans au titre de l'âge : le gain de pension en cas de report de la date de liquidation des droits correspond alors à la majoration de durée d'assurance pour âge au régime général. Notons qu'une autre partie des cas est en partie factice, car liée à un choix de modélisation : l'hypothèse que les assurés restent dans le même statut après 60 ans (voir note de bas de page n°28) conduit à ce que les personnes invalides et à carrière incomplète, pour lesquels le taux plein est atteint dès l'âge d'ouverture des droits de 62 ans, augmentent – d'après les simulations – leur coefficient de proratisation, et donc leur montant de pension, lorsqu'ils restent une année supplémentaire en invalidité.

Figure 15 – Distribution des gains de pension en cas de report d'un an au-delà du taux plein



Lecture : parmi l'ensemble des assurés, un report de la date de liquidation des droits d'un an au-delà du taux plein ne conduit à aucun gain de pension pour 15 % des assurés, mais à un gain de +5 % pour 24 % des assurés.

Notes : Les gains de pension sont arrondis à l'entier le plus proche (la tranche « +4 % » correspond par exemple à l'ensemble des assurés pour lesquels le gain est compris entre +3,5 % et +4,5 %). Projection sous les hypothèses du scénario B de 2012 du COR.

Champ : générations 1955 à 1964, montant de pension tous régimes.

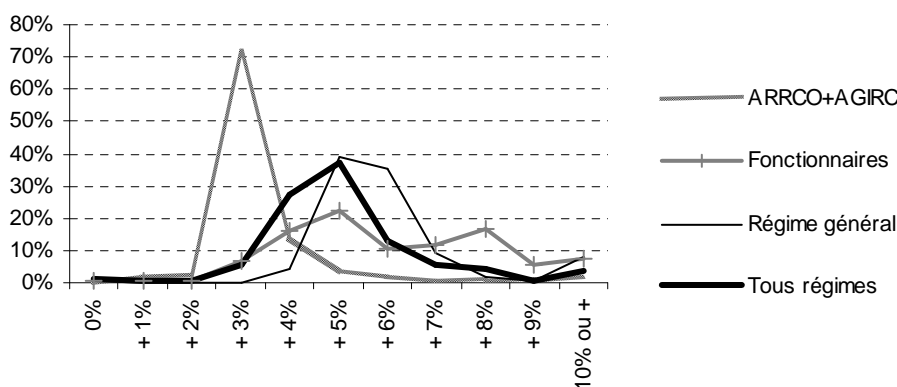
Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

Une prolongation d'activité au-delà du taux plein conduit par ailleurs à un gain de pension légèrement plus élevé pour les assurés salariés qui finissent leur carrière dans la fonction publique ou bien en tant que non-cadre du secteur privé (+5,3 % de pension en moyenne pour un report d'un an) que pour ceux qui finissent leur carrière comme cadres dans le secteur privé (+5 % en moyenne). Le gain de pension moyen est par ailleurs plus élevé en ce qui concerne la pension versée par la CNAV et celle versée par les régimes de

fonctionnaires (+5,2 %) qu'en ce qui concerne la pension versée par l'AGIRC et l'ARRCO (+2,1 %). Cet écart traduit principalement le fait, déjà évoqué ci-avant, qu'il existe une surcote dans les régimes de base et intégrés, mais pas dans les régimes complémentaires de salariés du privé.

En pratique, les gains de pension pour les assurés encore en emploi sont nettement plus dispersés sur les pensions versées par les régimes de fonctionnaires que sur celles versées par la CNAV, et à plus forte raison que sur celles versées par l'AGIRC et l'ARRCO. Dans ce dernier cas, une prolongation d'activité d'un an au-delà du taux plein augmente la pension, grâce à l'acquisition de nouveaux points, d'environ 3 % (plus précisément : d'entre 2,5 et 3,5 %) dans plus de sept cas sur dix. À la CNAV, le gain de pension est de +5 % dans quatre cas sur dix, mais de +6 % dans un nombre à peu près égal de cas. La dispersion des gains au-delà du taux de surcote correspond à celle des salaires de référence : la variation du salaire moyen des 25 meilleures années peut en effet être plus ou moins forte selon les profils des carrières salariales. En ce qui concerne les pensions des fonctionnaires encore en emploi, le gain n'est de +5 % que dans un cas sur cinq. Il s'avère inférieur ou supérieur à cette valeur dans un nombre substantiel d'autres cas. Cette dispersion s'explique notamment par le fait que de nombreux fonctionnaires sont des polyaffiliés. Lorsqu'ils atteignent le taux plein au titre de leur durée de carrière tous régimes, leur durée de service dans la fonction publique est encore inférieure à celle d'une carrière complète : une prolongation d'activité permet donc d'augmenter le coefficient de proratisation, en plus de bénéficier de la surcote. Les règles spécifiques aux régimes de fonctionnaires permettent par ailleurs de dépasser une proratisation de 100 % dans certains cas – lorsque les fonctionnaires ont bénéficié de bonifications de durée²⁹.

Figure 16 – Distribution des gains de pension par régime (assurés encore en emploi)



Lecture / note : voir Figure 15.

Champ : générations 1955 à 1964, assurés encore en emploi au moment du taux plein.

Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

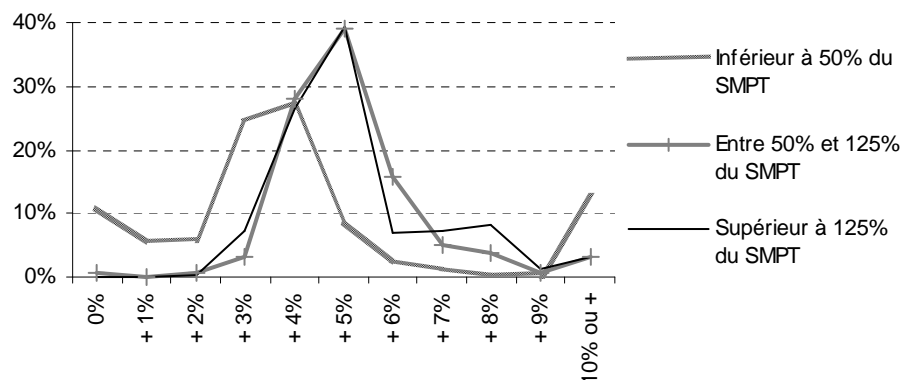
Parmi les assurés encore en emploi en fin de carrière, le gain de pension est maximal parmi ceux dont le salaire de fin de carrière se situe aux alentours d'une fois et demie le salaire moyen.

Le profil en cloche des gains en fonction du salaire de fin de carrière traduit plusieurs effets de composition. D'une part, le gain de pension en cas de prolongation d'activité est plus faible pour les assurés à salaire élevé, car les régimes complémentaires – où il n'y a pas de surcote – représentent une proportion plus importante de la pension totale et car l'effet sur le salaire de référence dans le régime général est proche de zéro si celui-ci se trouvait déjà au niveau du plafond de la Sécurité sociale. L'impact d'un report du départ à la retraite est par ailleurs atténué pour les assurés à plus bas salaire, car ces derniers sont souvent concernés

²⁹ Rappelons que, par convention, il est supposé ici que tous les salaires et traitements augmentent comme l'inflation après 60 ans. Le gain moyen estimé pour les fonctionnaires ne permet donc pas de rendre compte des effets d'une éventuelle poursuite du gel du point d'indice pour les générations simulées.

par le minimum contributif : comme le montant de la surcote est calculé proportionnellement au salaire de référence avant application du minimum, il représente généralement une proportion plus faible du montant de pension. Ces assurés à plus bas salaires sont, à l'inverse, nettement plus souvent bénéficiaires de la majoration de durée pour âge (12 % d'entre eux ont un gain de pension de 10 % ou plus en cas de report d'activité d'un an au-delà du taux plein, contre 3 % parmi les assurés à plus hauts salaires), mais cet effet ne suffit pas à compenser celui lié au minimum de pension.

Figure 17 – Distribution des gains de pension selon le salaire de fin de carrière (assurés encore en emploi)



Lecture / note : voir Figure 15.

Champ : générations 1955 à 1964, assurés encore en emploi au moment du taux plein.

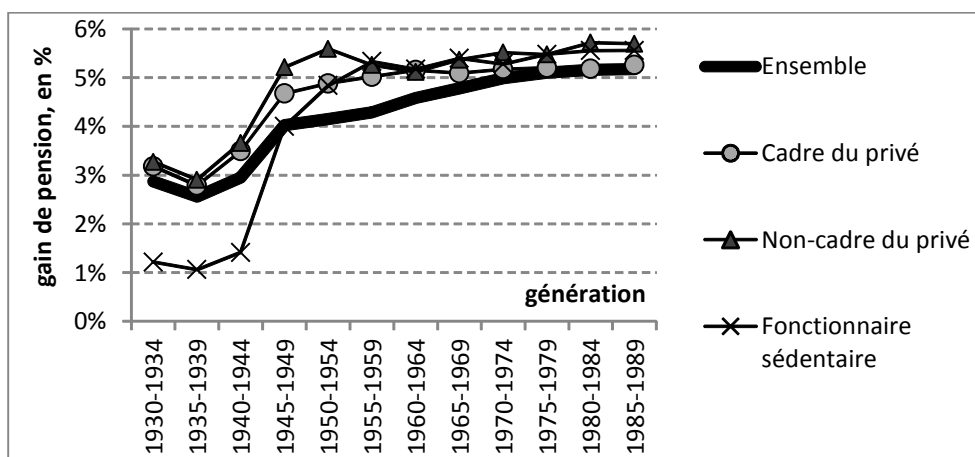
Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

Enfin, comme l'augmentation du montant de pension suite à un report de l'âge de liquidation des droits provient pour une partie importante de la surcote, mise en place à partir de 2004³⁰, l'augmentation moyenne était sensiblement plus faible parmi les générations nées avant 1944, peu ou pas concernées par la surcote, que parmi celles nées après cette date.

Parmi ces générations plus anciennes, le gain de montant de pension provenait principalement de l'amélioration du salaire de référence dans le régime de base et de l'acquisition de points dans les régimes complémentaires : il était donc en moyenne plus élevé pour les assurés qui finissaient leur carrière comme salariés du privé que pour ceux qui la finissaient comme fonctionnaires. La mise en place de la surcote en 2003 a renversé cette hiérarchie des gains de montant de pension.

³⁰ Une surcote existait également avant la réforme des retraites de 1983, en cas de départ au-delà de 65 ans.

Figure 18 – Variation moyenne du montant de pension en cas de report d'un an de l'âge de départ à la retraite à partir de l'obtention du taux plein : évolution au fil des générations



Lecture : parmi les assurés nés entre 1930 et 1934, un report d'un an de l'âge de liquidation au-delà du taux plein aurait permis d'augmenter la pension de 2,9 % en moyenne ; parmi ceux nés en 1985-1989, un tel report permettrait d'augmenter la pension de 5,3 % en moyenne.

Notes : voir Figure 14. Projection sous les hypothèses du scénario B de 2012 du COR. La courbe « Ensemble » inclut les assurés sortis de l'emploi avant leur départ à la retraite, alors que les trois courbes relatives aux cadres et non-cadres du privé ainsi qu'aux fonctionnaires concernent uniquement les assurés qui sont encore en emploi au moment de leur départ à la retraite.

Champ : générations 1930 à 1989.

Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

II.3 Variation du montant de pension et variation du taux d'annuité

L'interprétation du gain de montant de pension en cas de prolongation d'activité peut être équivoque, car la carrière au terme de la prolongation d'activité est distincte – puisqu'un peu plus longue – de la carrière avant prolongation. Pour neutraliser cet effet, il est pertinent d'étudier, en complément, le taux d'annuité du salaire moyen de carrière (par année travaillée). Ce taux s'interprète comme la valorisation de chaque année travaillée en termes de montant de pension, exprimée en pourcentage du salaire moyen de carrière.

Le report d'un an de l'âge de liquidation au-delà du taux plein conduit à augmenter le taux d'annuité pour les assurés encore en emploi (+1,1 % en moyenne) : pour ces assurés, une prolongation d'activité conduit donc bien à une valorisation plus élevée, en termes de pension annuelle, de leur durée d'activité. Le taux d'annuité augmente également parmi les assurés hors emploi (+1,5 % en moyenne), mais cette moyenne cache des évolutions très contrastées : forte augmentation pour les assurés à carrière incomplète, qui atteignent le taux plein à 67 ans et bénéficient donc de la majoration de durée d'assurance pour âge en cas de report de leur départ à la retraite ; diminution pour les assurés dans d'autres situations.

Figure 19 – Variation moyenne du taux d’annuité du salaire moyen de carrière (par année travaillée) en cas de report d’un an de l’âge de départ à la retraite

	Décalage d'un an à partir de l'âge minimal d'ouverture des droits			Décalage d'un an à partir de l'obtention du taux plein
	ensemble	dont : assurés à carrière incomplète à l'âge minimal	dont : assurés à carrière complète à l'âge minimal	
Ensemble (tous régimes)	1,4%	3,0%	0,2%	1,3%
Par régime :				
Fonction publique (SRE ou CNRACL)	2,3%	3,6%	1,4%	1,1%
Régime général	1,6%	3,2%	0,6%	2,1%
AGIRC et ARRCO	1,0%	3,1%	-0,4%	-0,5%
Ensemble régime général + AGIRC-ARRCO	1,3%	3,1%	0,3%	1,4%
Par sexe (tous régimes) :				
Hommes	1,5%	3,2%	0,3%	1,2%
Femmes	1,3%	2,9%	0,1%	1,3%
Par situation sur le marché du travail avant la retraite (tous régimes) :				
Hors emploi	1,1%	2,7%	-1,0%	1,5%
En emploi	1,6%	3,5%	0,8%	1,1%
Définition alternative du taux d'annuité du salaire moyen (tous régimes) :				
Taux d'annuité par année travaillée	1,4%	3,0%	0,2%	1,3%
Taux d'annuité par année validée hors MDA	1,2%	2,9%	0,1%	1,1%
Taux d'annuité par année validée yc MDA	1,2%	3,0%	0,2%	-0,3%

Lecture : parmi l'ensemble des assurés nés entre 1955 et 1964, un report d'un an de l'âge de liquidation au-delà du taux plein conduirait à diminuer le taux d'annuité du salaire moyen par année travaillée de 0,1 % en moyenne.

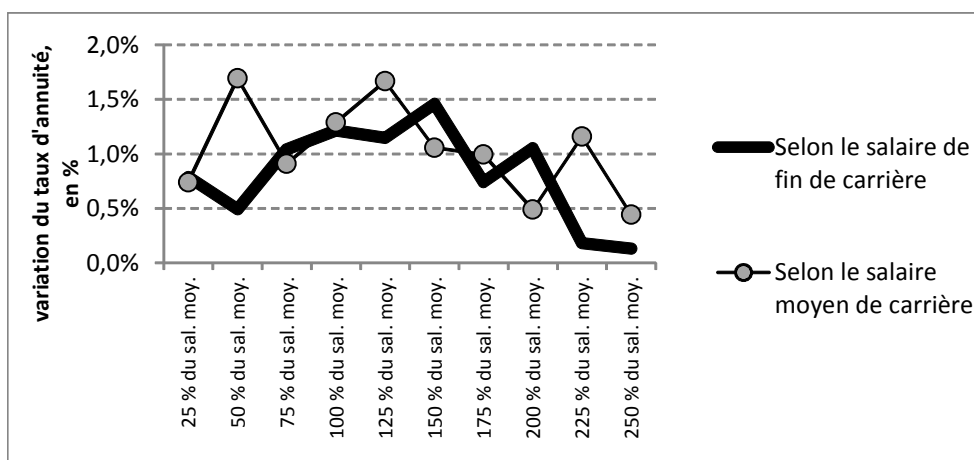
Note : Départs à 62 ans minimum, y compris pour les assurés éligibles à une retraite anticipée pour carrière longue et pour les catégories actives de la fonction publique.

Champ : générations 1955 à 1964.

Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

Comme pour le montant de pension, le gain de taux d'annuité en cas de report du départ à la retraite au-delà du taux plein est maximal pour les assurés à salaire intermédiaire – que l'on considère le salaire de fin de carrière ou le salaire moyen de carrière. Les raisons sont similaires : le gain diminue parmi les hauts salaires, du fait principalement du poids croissant des régimes complémentaires (qui ne donnent pas droit à surcote) dans la pension totale, et parmi les plus bas salaires, du fait du minimum contributif.

Figure 20 – Variation moyenne du taux d’annuité du salaire moyen (par année travaillée) en cas de report d’un an de l’âge de départ à la retraite à partir de l’obtention du taux plein, selon le niveau de salaire des assurés



Lecture : parmi les assurés dont le salaire moyen de carrière représente environ 125 % du salaire moyen dans l'économie, un report d'un an de l'âge de départ à la retraite (à partir du taux plein) conduit à augmenter le taux d'annuité en moyenne de +1,7 %.

Notes : voir Figure 19.

Champ : générations 1955 à 1964.

Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

Conclusion

L'analyse menée dans ce document, à la fois sur la base de carrières types théoriques et de simulations sur un échantillon représentatif, fait ressortir plusieurs conclusions, que nous résumons ici.

La combinaison des règles de calcul de la surcote, de la décote (ou du coefficient d'abattement dans les régimes complémentaires) et du coefficient de proratisation – en d'autres termes le cœur du système – réalise une redistribution entre assurés, dont les principaux bénéficiaires sont ceux qui atteignent la durée requise pour le taux plein exactement à l'âge d'ouverture des droits. Cette situation correspond par exemple, pour les assurés nés en 1955 et à carrière continue, à ceux qui débutent leur carrière à 20 ans ½. Pour aboutir à cette conclusion, les montants de pension doivent être mis en rapport avec les durées de carrière des assurés, ce qui a conduit à s'intéresser, plutôt qu'au niveau total de pension, à la valorisation à la retraite de chaque année de carrière (valorisation vue en termes de pension annuelle – indicateur de *taux d'annuité* – ou bien en termes de montant total de pension perçu sur toute la période de retraite – indicateur de *taux de prestation*).

Par rapport aux assurés qui atteignent la durée requise pour le taux plein exactement à l'âge d'ouverture des droits, les assurés entrés plus tardivement sur le marché du travail ont une situation moins favorable car ils ne bénéficient pas d'une pension au taux plein dès l'âge d'ouverture des droits (le montant de leur pension est réduit par l'application d'une décote, ou éventuellement d'une moindre surcote s'ils partent plus tard). Et ceux entrés plus jeunes sur le marché du travail sont pénalisés par le fait que les trimestres validés au-delà de la durée requise pour le taux plein mais avant l'âge de 62 ans sont sans effet sur le montant de pension dans les régimes de base (du fait de l'écrêtement à 100 % du coefficient de proratisation et de la prise en compte pour la surcote uniquement des trimestres cotisés après 62 ans).

La mise en place des départs anticipés pour longue carrière en 2003 visait à corriger les inégalités au détriment des assurés ayant commencé à travailler le plus tôt, et qui atteignaient la durée requise pour le taux plein avant l'âge minimal de droit commun. Cette correction n'est en pratique que partielle, puisque la valorisation des années validées pour la retraite reste légèrement plus faible, en cas de départ anticipé avant 60 ans, que celle des assurés qui atteignent la durée requise tout juste à l'âge d'ouverture des droits. Les personnes qui partent en retraite anticipée entre 60 et 62 ans, dans le cadre des possibilités ouvertes par le décret de juillet 2012, bénéficient en revanche d'une situation identique à celle des personnes qui atteignent la durée requise pour le taux plein à 62 ans exactement. Ce constat ne vaut toutefois que lorsqu'on raisonne sur la valorisation des années validées en termes de pension annuelle, sans tenir compte de la durée de perception de cette pension. Dans l'hypothèse où les assurés partis en retraite anticipée pour longue carrière ont une espérance de vie identique aux autres et donc une durée de retraite plus longue, ces derniers voient leurs années validées davantage valorisées que toutes les autres catégories d'assurés, et seraient alors les principaux bénéficiaires des redistributions implicites analysées ici.

Les règles de décote, surcote et proratisation réalisent par ailleurs également des redistributions entre les générations, d'une part parce que les âges et durées de carrières varient entre les générations (avec une entrée plus tardive des jeunes générations sur le marché du travail), et d'autre part parce que les barèmes de retraite ont été modifiés au cours du temps. Lorsqu'on les met en regard de l'augmentation de l'espérance de vie au fil des générations, les modifications des barèmes ont globalement favorisé les générations les plus jeunes par rapport aux plus anciennes en cas de carrière continue commençant à 19 ans ou avant, mais défavorisé en cas de carrière continue commençant à partir de 21 ans. Pour des carrières continues commençant à 20 ans – situation qui fondait la règle de calcul pour l'allongement de la durée requise dans la réforme de 2003 – et pour les carrières incomplètes, la situation s'avère très proche pour les générations nées au début des années 1930 et celles nées dans les années 1970.

La modulation du montant de pension selon l'âge de départ à la retraite et selon la durée validée peut être étudiée en comparant différents assurés partant à la retraite à un âge donné, mais aussi en suivant des individus selon qu'ils décalent ou non leur départ à la retraite.

Selon les simulations réalisées avec le modèle Destinie sur un échantillon représentatif des assurés des secteurs privé et public, un report d'un an du départ à la retraite par rapport à l'âge d'obtention du taux plein procure, pour les assurés encore en emploi, un gain de pension de +5,2 % en moyenne (parmi ceux nés entre 1955 et 1964). Pour l'ensemble des assurés, y compris ceux qui sont sortis définitivement de l'emploi avant leur départ à la retraite, le gain moyen est plus faible (+4,3 %), car les assurés sortis préalablement du marché du travail ont en règle générale un gain de pension nul ou très faible en cas de report de leur départ à la retraite au-delà du taux plein.

Le gain de pension varie entre catégories d'assurés : il est par exemple un peu plus élevé parmi les anciens fonctionnaires sédentaires et les anciens salariés non-cadre du privé (+5,3 % de pension en moyenne pour une prolongation d'activité d'un an au-delà du taux plein) que parmi les anciens cadres du privé (+5 % en moyenne). Cette différence tient en premier lieu au fait que les régimes complémentaires de salariés du privé (qui représentent une partie importante de la pension des cadres) n'appliquent pas de surcote, et que le gain de points de retraite dans ces régimes lié à la prolongation d'activité est de moindre ampleur que le montant de surcote dans les régimes de base. Par ailleurs, le gain de pension est le plus élevé en moyenne pour les assurés dont le salaire de fin de carrière est légèrement supérieur au salaire moyen dans l'ensemble de l'économie. Les salariés à plus haut salaire gagnent relativement moins, en moyenne, – en termes de supplément de pension – à prolonger leur activité, du fait du poids plus élevé des régimes complémentaires dans leur pension totale. Il en est de même des salariés à plus bas salaires, ce qui s'explique en partie par le fait qu'ils sont souvent bénéficiaires des minima de pension dans les régimes de base et que le montant de leur surcote est calculé par rapport à leur salaire de référence, et non par rapport au montant du minimum de pension.

Comme on l'a déjà souligné, le gain de pension en cas de prolongation d'activité doit toutefois être mis en rapport avec l'allongement de la carrière et avec la réduction de la durée totale de retraite consentie³¹. Cela conduit à s'intéresser à la valorisation, en termes de pension annuelle ou de masse des pensions sur toute la durée de retraite, de chaque année de carrière. Pour les assurés des générations 1955 et 1964 et encore en emploi en fin de carrière, le gain moyen de pension pour une prolongation d'activité d'une année au-delà du taux plein (+5,2 % en moyenne) ne représente en fait qu'un gain moyen de 1,1 % en termes de valorisation, sous forme de pension annuelle, de chaque année travaillée, c'est-à-dire si on rapporte le gain de pension à l'allongement de la durée de carrière et à l'augmentation du salaire moyen de carrière. Si l'on tient compte en outre de la réduction de durée de retraite consentie, c'est-à-dire si l'on analyse la valorisation d'une année travaillée en termes de masse de pension sur toute la durée de retraite, cette valorisation est même généralement négative³².

³¹ Dans une analyse, plus large, en termes de bien être des personnes, il faudrait en outre tenir compte également du bénéfice que ces personnes peuvent tirer du temps de loisir offert par la retraite.

³² La diminution, en moyenne, du taux de prestation en cas de report d'un an du départ à la retraite peut être rapprochée du résultat selon lequel la décote et la surcote actuelles sont légèrement en deçà de la neutralité actuarielle à la marge, même si l'écart reste modéré (Briard et Mahfouz, 2011).

Bibliographie

Andrieux, Virginie et Cécile Chantel (2013) « [Espérance de vie, durée passée à la retraite](#) », DREES, *Dossiers Solidarité et Santé* n°40, juin (notamment pages 19 à 25).

Aubert P. (2013) : « [L'effet horizon : de quoi parle-t-on ?](#) », *Revue française des affaires sociales*, 2012/4 - n° 4, pp. 41-51.

Aubert P. et S. Rabaté (2015), « [Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?](#) », *Économie et statistique*, n°474, pages 69 à 95.

Briard K. et S. Mahfouz (2011), « [Modulations de la retraite selon l'âge de départ : principes directeurs et évolutions depuis les années 1980](#) », *Économie et statistique*, N° 441–442, pages 15 à 38.

Conseil d'orientation des retraites (2013), [Retraites : un état des lieux du système français](#), douzième rapport adopté le 22 janvier 2013, Paris, La Documentation française.

Conseil d'orientation des retraites (2015), [Évolutions et perspectives des retraites en France](#), Rapport annuel du COR – Juin 2015.

Secrétariat général du COR (2014a), « [Les conditions d'ouverture des droits à retraite et d'obtention du taux plein](#) », document n°3 de la séance plénière du Conseil d'orientation des retraites du 25 novembre 2014.

Secrétariat général du COR (2014b), « [Les facteurs de modulation du montant de pension selon l'âge de départ à la retraite et la durée validée en France et à l'étranger](#) », document n°5 de la séance plénière du Conseil d'orientation des retraites du 25 novembre 2014.

Secrétariat général du COR (2014c), « [Construction d'indicateurs de taux de remplacement, de niveau de pension et de niveau de vie](#) », document n°15 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 22 janvier 2014.

Secrétariat général du COR (2014d), « [Construction d'indicateurs de durée de retraite](#) », document n°12 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 26 mars 2014.

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

Annexe A : Les indicateurs utilisés dans l'analyse

L'analyse présentée dans la première partie de ce document de travail utilise principalement les deux indicateurs de *taux d'annuité du salaire de référence* et de *taux de prestation du salaire de référence*. Cette annexe détaille leur calcul.

Notations et formules

On retient les notations suivantes³³. En ce qui concerne les caractéristiques propres à l'individu, le montant de la retraite dépend, outre du salaire de référence, de l'âge à la liquidation (noté *al*) et de la durée d'assurance (ou durée validée) au moment de la liquidation (notée *dc*). Les autres paramètres intervenant dans les formules de calcul sont des paramètres de législation, définis selon l'année de naissance de l'assuré :

- la durée requise pour le taux plein, c'est-à-dire permettant de ne pas se voir appliquer de décote quel que soit l'âge de liquidation, et qui sert également comme durée de référence pour une retraite complète (au dénominateur du coefficient de proratisation) : **DTP** ;
- l'âge d'ouverture des droits de droit commun (applicables à tous les assurés, sans condition de durée de carrière ou d'âge de début d'activité) : **AOD** ;
- et enfin l'âge d'annulation (sans condition) de la décote, ou « âge du taux plein » : **ATP**.

Dans les régimes de retraite de base français, la décote est proportionnelle au nombre minimal de trimestres manquants par rapport à la durée requise pour le taux plein ou par rapport à l'âge d'annulation de la décote (ou âge du taux plein), et la surcote est proportionnelle au nombre minimal de trimestres au-dessus de la durée requise ou au-dessus de l'âge d'ouverture des droits (AOD)³⁴. Rappelons que, comme dans le reste de ce document, on considère ici pour simplifier la situation d'une personne à carrière sans interruption.

Taux de liquidation =

$$50\% \times \left[1 - \underbrace{5\% \times \text{Min}^+(DTP-dc ; ATP-al)}_{\text{décote}} + \underbrace{5\% \times \text{Min}^+(dc-DTP ; al-AOD)}_{\text{surcote}} \right]$$

Le coefficient de proratisation traduit la proportionnalité à la durée de carrière, dans la limite de 100% de la durée requise pour une carrière complète :

$$\begin{aligned} \text{Coefficient de proratisation} &= \text{Min}(dc ; DTP) / DTP \\ &= dc / DTP \times \underbrace{\left[1 - \text{Max}(0 ; dc-DTP)/dc \right]}_{\substack{\text{« perte » liée} \\ \text{à la borne à 100\%} \\ \text{du coefficient}}} \end{aligned}$$

³³ Les âges et les durées sont exprimés en années.

³⁴ Dans les formules, on notera $\text{Min}^+(X ; Y)$ le nombre minimal entre deux grandeurs X et Y, sans toutefois pouvoir être inférieur à 0. En d'autres termes : $\text{Min}^+(X ; Y) = \text{Max}(0 ; \text{Min}(X ; Y))$.

La « perte » liée à l'écrêtement à 100 % du coefficient de proratisation correspond au fait que, lorsque la durée validée (dc) est supérieure à la durée de référence pour une retraite complète (DTP), le ratio dc / DTP , qui est alors supérieur à 100 %, est multiplié par un terme inférieur à 1 qui conduit à ramener le coefficient de proratisation à 100 %. Elle traduit le fait que la valorisation *moyenne* d'une année de carrière, en pourcentage du salaire de référence, est calculée en incluant aussi bien les années comptabilisées dans le coefficient de proratisation que celles qui en sont exclues. Cette valorisation moyenne diminue donc lorsque la proportion dans la durée totale de carrière des années non prises en compte augmente.

Pour une vision complète des effets de la durée validée et de l'âge de liquidation sur le taux d'annuité, il convient de faire aussi apparaître dans le coefficient de proratisation la majoration de durée d'assurance (MDA) pour âge, puisque celle-ci dépend elle-même directement de la durée validée et de l'âge de départ à la retraite de l'assuré – contrairement aux autres types de MDA. Cette MDA consiste en une majoration de la durée validée de 2,5 % pour chaque trimestre écoulé entre l'âge d'annulation de la décote et l'âge de départ à la retraite (soit 10 % par année), la durée d'assurance après majoration ne pouvant toutefois pas dépasser la durée requise pour le taux plein.

Le coefficient de proratisation y compris MDA pour âge s'écrit donc :

$$\text{Coefficient de proratisation} = \underbrace{dc / DTP \times [1 - \text{Max}(0 ; dc - DTP) / dc]}_{\text{« perte » liée à la borne à 100\% du coefficient}} \times \underbrace{+ 10 \% \times \text{Min}^+(al - ATP ; (DTP - dc) / (10 \% \times dc))}_{\text{Majoration de durée d'assurance (MDA) pour âge}}$$

Le taux d'annuité du salaire de référence se déduit enfin en multipliant les deux termes de taux de liquidation et de proratisation, et en divisant par la durée de carrière, d'où :

$$\begin{aligned} \text{Taux d'annuité} = & 50\% / DTP \\ & \times [1 - 5\% \times \text{Min}^+(DTP - dc ; ATP - al) + 5 \% \times \text{Min}^+(dc - DTP ; al - AOD)] \\ & \times [1 - \text{Max}(0 ; (dc - DTP) / dc) + 10 \% \times \text{Min}^+(al - ATP ; (DTP - dc) / (10 \% \times dc))] \end{aligned}$$

Le taux de prestation du salaire de référence se déduit ensuite facilement du taux d'annuité en le multipliant par la durée espérée de retraite, calculée comme : 60 + espérance de vie à 60 ans de la génération – âge de liquidation (al).

Applications numériques

Si l'on considère les valeurs des paramètres de retraite pour la génération née en 1955 ($DTP = 41,5$ années ; $AOD = 62$ ans et $ATP = 67$ ans) et si l'on note $d1$ la durée manquante par rapport à la durée requise ($d1 = \text{Max}(DTP - dc ; 0)$), $d2$ la durée validée au-delà de la durée requise mais avant l'âge d'ouverture des droits de droit commun (c'est-à-dire avant 62

ans), et enfin $d3$ la durée validée à la fois au-delà de la durée requise et au-delà de 62 ans ($d3 = \text{Min}^+(dc-DTP ; al-AOD)$)³⁵, le taux d'annuité à 62 ans s'écrit :

Taux d'annuité à 62 ans pour la génération 1955

$$= 50\% / 41,5 \times (1 - 5\% \times \text{Min}(d1 ; 5)) \times (1 - d2 / (41,5 + d2))$$

$$\approx 1,2\% \times (1 - 5\% \times \text{Min}(d1 ; 5)) - 2,4\% \times d2$$

Et le taux d'annuité à 67 ans :

Taux d'annuité à 67 ans pour la génération 1955

$$= 50\% / 41,5 \times (1 + 5\% \times d3) \times (1 - (d2+d3) / (41,5 + d2 + d3))$$

$$\approx 1,2\% \times (1 - 2,4\% \times d2 + 2,6\% \times d3)$$

Si l'on note enfin $d4$ la durée donnant lieu à une majoration de durée d'assurance pour âge ($d4 = \text{Min}^+(al-ATP ; (DTP-dc)/(10\% \times dc))$), le taux d'annuité après 67 ans (par exemple à 68 ans) s'écrit :

Taux d'annuité à 68 ans pour la génération 1955

$$= 50\% / 41,5 \times (1 + 5\% \times d3) \times (1 + 10\% \times d4 - (d2+d3) / (41,5 + d2 + d3))$$

$$\approx 1,2\% \times (1 + 10\% \times d4 - 2,4\% \times d2 + 2,6\% \times d3)$$

En première approximation, une prolongation d'activité d'un an à partir de l'âge d'ouverture des droits de droit commun – c'est-à-dire une prolongation de carrière de 62 à 63 ans – augmente donc ainsi le taux d'annuité d'entre 5 et 6,7 % pour les assurés qui ne réunissent pas encore les conditions d'obtention du taux plein³⁶, et d'environ 2,6 % pour les autres – la variation plus forte pour les premiers devant être mise en parallèle de leur taux d'annuité plus faible à 62 ans. A partir de l'âge où les assurés obtiennent le taux plein, une prolongation de carrière d'une année augmente le taux d'annuité lorsque le taux plein est atteint à 62 ans ou après : jusqu'à +10 % pour les assurés à carrière incomplète (grâce à la MDA pour âge) et d'environ +2,5 % pour ceux à carrière complète (grâce à la surcote)³⁷. En revanche, une prolongation de carrière diminue le taux d'annuité d'environ 2,4 % lorsque le taux plein est atteint avant 62 ans, au titre d'un départ anticipé pour carrière longue.

Une prolongation d'activité d'un an a toutefois également pour effet de réduire la durée totale de perception de la retraite. Compte tenu de l'espérance de vie à 60 ans pour la génération née en 1955 (soit environ 27,7 ans), la réduction est de l'ordre de -3,9 % pour une

³⁵ En d'autres termes, on a : $dc = 41,5 - d1$ pour un assuré dont la durée de carrière est inférieure à la durée requise pour le taux plein, et : $dc = 41,5 + d2 + d3$ pour un assuré dont la durée de carrière est supérieure à cette durée de référence.

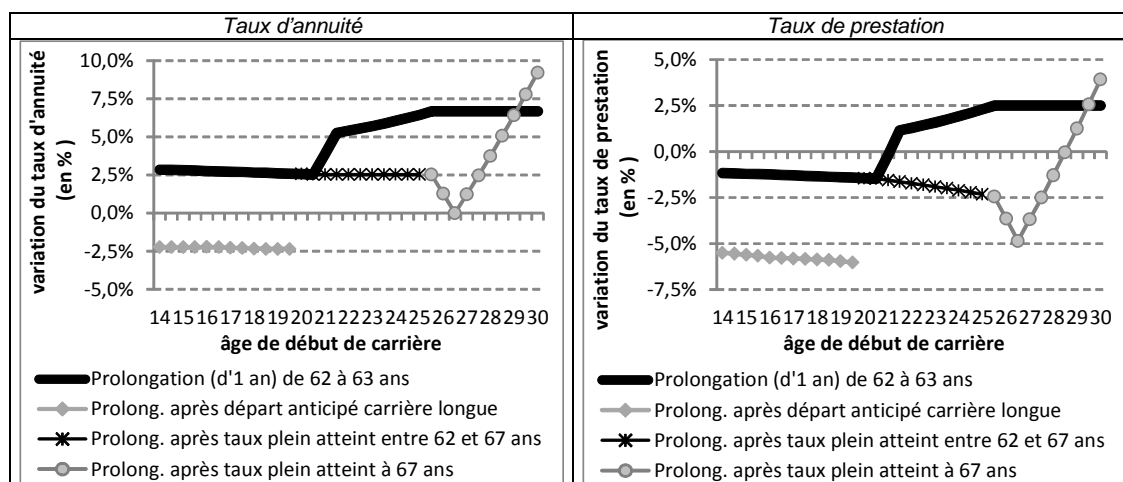
³⁶ Pour un assuré qui avait 5 années de décote à 62 ans, les 5 % de diminution de la décote en cas de prolongation d'activité d'un an augmentent en effet le taux d'annuité de $5\% / (1-5 \times 5\%) \approx 6,7\%$.

³⁷ Un cas particulier est toutefois celui des assurés à qui il manque, à l'âge de 67 ans, un an ou moins de carrière par rapport à la durée requise. En cas de prolongation d'activité d'une année, ces assurés ont un gain de taux d'annuité inférieur à 2,5 %, et même parfois égal à 0. En effet, une telle prolongation ne donne pas lieu à surcote, car la durée validée reste inférieure à la durée requise, mais elle ne donne pas non plus lieu à la MDA pour âge, car l'application de cette MDA conduirait alors à ce que la durée validée (y compris majoration) soit supérieure à la durée requise.

prolongation d'un an de 62 à 63 ans, et d'environ -4,8 % pour une prolongation de 67 à 68 ans³⁸.

L'effet sur le taux de prestation d'une prolongation d'activité d'une année correspond, en première approximation, à la somme de l'effet sur le taux d'annuité et de celui sur la durée de retraite : il est donc positif lorsque cette prolongation d'activité permet de réduire la durée de décote, mais généralement négatif dans les autres cas. Ceci explique le résultat que le taux de prestation à 67 ans est plus élevé que le taux à 62 ans pour les personnes entrées les plus tard sur le marché du travail, mais plus faible pour les autres

Figure 21 – Variation des taux d'annuité et des taux de prestation du salaire de référence en cas de prolongation d'activité d'une année, soit à partir de 62 ans, soit à partir de l'âge auquel chaque assuré atteint le taux plein



Lecture : Pour un assuré ayant commencé sa carrière à 18 ans, une prolongation d'activité de 62 ans à 63 ans augmente son taux d'activité d'environ 2,5 % ; en revanche, une prolongation d'activité d'une année à partir de l'âge auquel il atteint le taux plein (c'est-à-dire à partir de 60 ans, au titre de la retraite anticipée pour carrière longue) diminue son taux d'annuité du salaire de référence d'environ 2,5 %.

Champ : assuré né en 1955 sans interruption de carrière avant le départ à la retraite ; régime général.

Source : calculs auteur d'après la législation.

³⁸ -3,9 % ≈ -1 / (60+27,7-62) et -4,8 % ≈ -1 / (60+27,7-67).

Annexe B : Le cas des régimes complémentaires en points

Dans les régimes complémentaires en points, la pension se calcule comme le produit du cumul des points acquis chaque année t par la valeur de service du point à la date de liquidation T et par un éventuel coefficient d'abattement en cas de départ avant de réunir les conditions du taux plein dans les régimes de base :

$$P_{ALIQ} = CoeffAb * \left(\sum_{t=ADEB}^{ALIQ-1} \frac{TxCot_t * Sal_t}{VA_t} \right) * VS_{ALIQ}$$

où $TxCot_t$, VA_t et VS_t désignent respectivement le taux contractuel de cotisation (ou taux d'acquisition des points), la valeur d'achat (ou « salaire de référence ») et la valeur de service du point en cours de l'année t , et $CoeffAb$ le coefficient d'abattement appliqué à la pension. L'assuré est ici supposé partir à la retraite au 1^{er} janvier de son année de liquidation ($ALIQ$) ; sa carrière s'achève donc au cours de l'année qui précède ($ALIQ-1$).

La formule de calcul de la pension dans un régime en points ne fait pas apparaître, comme dans la formule pour les régimes en annuités, une séparation stricte entre, d'un côté, un terme de salaire de référence et, de l'autre, un taux de remplacement (produit du taux de liquidation par le coefficient de proratisation) ne dépendant que de l'âge et de la durée de carrière (c'est-à-dire le nombre d'annuités). Il n'apparaît donc pas, comme dans les régimes en annuités, un « taux d'annuité théorique » qui se déduirait directement de la formule de calcul (ce qui n'empêche toutefois pas de calculer un « taux d'annuité effectif », en divisant le montant de pension par le salaire moyen de carrière).

On peut cependant essayer de définir un équivalent du « taux d'annuité théorique », tel que calculé pour les régimes de base. Plaçons-nous pour cela dans une situation stabilisée, où le taux de cotisation est supposé constant pendant toute la carrière de l'assuré ($TxCot_t = TxCot$ pour toute date t).

La formule ci-dessus peut se réécrire alors :

$$P_{ALIQ} = \left[CoeffAb * TxCot * \frac{VS_{ALIQ}}{VA_{ALIQ}} \right] * \left[\sum_{t=ADEB}^{ALIQ-1} \left(\prod_{u=t+1}^{ALIQ} \frac{VA_u}{VA_{u-1}} \right) * Sal_t \right]$$

Cette réécriture fait ainsi apparaître un terme de gauche indépendant de la carrière salariale de l'assuré (ne dépendant que de la valeur des paramètres et de l'âge de l'assuré à la date $ALIQ$), et un terme de droite égal au cumul des salaires sur toute la carrière (en utilisant la valeur d'achat du point comme indice de revalorisation des salaires).

Pour pousser un peu plus loin l'analogie avec les régimes en annuités, ce cumul des salaires peut être lui-même écrit comme le produit du salaire moyen de carrière (revalorisé comme la valeur d'achat du point) par la durée d'emploi. Le montant de pension apparaît alors comme le produit de trois termes : un « taux d'annuité équivalent », multiplié par une durée de référence (la durée en emploi), multiplié par un salaire de référence (le salaire moyen de carrière revalorisé par la valeur d'achat) :

$$P_{ALIQ} = \left[CoeffAb * TxCot * \frac{VS_{ALIQ}}{VA_{ALIQ}} \right] * DurEmpl * \left[\frac{\sum_{t=ADEB}^{ALIQ-1} \left(\prod_{u=t+1}^{ALIQ} \frac{VA_u}{VA_{u-1}} \right) * Sal_t}{DurEmpl} \right]$$

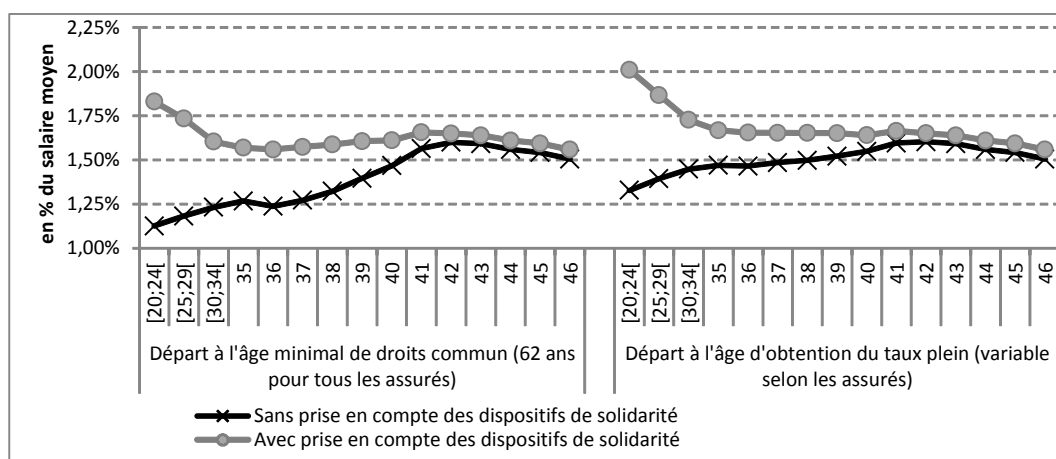
Annexe C : La prise en compte des dispositifs de solidarité

La première partie de ce document de travail étudie les redistributions entre assurés opérées par les formules de calcul du taux de liquidation (ou du coefficient d'abattement dans les régimes complémentaires) et du coefficient de proratisation, et conclut à l'existence d'une redistribution au bénéfice des personnes qui atteignent la durée requise pour le taux plein tout juste à l'âge d'ouverture des droits. Il ne s'agit toutefois que d'une partie de la redistribution opérée par le système de retraite, puisqu'elle ne porte que sur les formules de calcul – et donc le « cœur du système » –, sans tenir compte des effets des dispositifs de solidarité, notamment ceux qui permettent de valider des trimestres pour la retraite à d'autres titres que l'emploi (périodes assimilées, trimestres d'assurance vieillesse des parents au foyer, majorations de durée d'assurance pour enfants, etc.).

Pour permettre une analyse plus globale, prenant en compte les dispositifs de solidarité, on reproduit dans cette annexe les calculs menés dans la première partie, non plus à partir de carrières types mais à partir de l'échantillon représentatif du modèle DESTINIE. Les taux d'annuité sont calculés d'abord à partir des montants de pension simulés sans tenir compte des dispositifs de solidarité, puis à partir des montants de pensions simulés en tenant compte de ces dispositifs de solidarité.

La première simulation se rapproche de celle utilisée dans la première partie, même si elle prend en compte des effets supplémentaires, tels ceux liés au calcul du salaire de référence et à la polyaffiliation. La seconde permet d'apprécier les effets des redistributions liées notamment aux validations de trimestre à d'autres titres que l'emploi. Elle illustre, en particulier, le fait que les assurés pour lesquels la durée validée est supérieure à la durée travaillée bénéficient d'un taux d'annuité plus élevé.

Figure 22 – Taux d'annuité du salaire moyen de carrière, selon la durée passée en emploi mesurée à 62 ans



Lecture : parmi les assurés ayant travaillé moins de 25 ans, chaque année travaillée donne lieu à un montant de pension annuelle égal à 1,8 % du salaire moyen de carrière ; sans les dispositifs de solidarité, ce taux d'annuité serait égal à 1,3 %.

Notes : Hors départs à la retraite anticipée pour carrière longue (départs à 62 ans minimum).

Champ : générations 1955 à 1959.

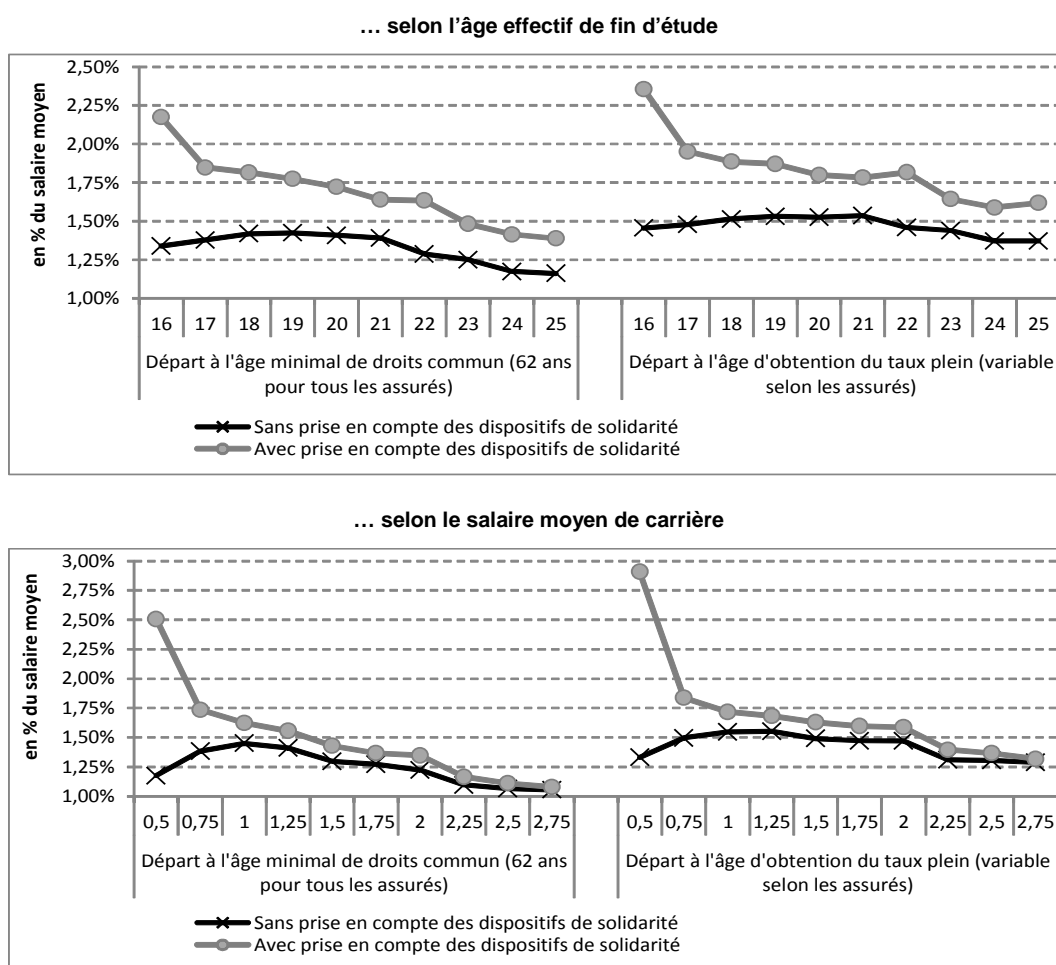
Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

Les taux d'annuité moyens calculés hors dispositifs de solidarité apparaissent maximaux pour les assurés atteignant la durée requise pour le taux plein à l'âge d'ouverture des droits (entre 41,5 et 41,75 ans pour les générations nées entre 1955 et 1959). L'analyse sur échantillon représentatif confirme ainsi les conclusions tirées à partir de carrières types continues. La conclusion diffère toutefois si l'on s'intéresse aux taux d'annuité effectifs, tenant compte des dispositifs de solidarité – le taux d'annuité apparaissant alors maximal

pour les assurés ayant les carrières les plus courtes, ceux-ci bénéficiant plus souvent en moyenne de trimestres validés à d'autres titres que l'emploi et « utiles » pour le calcul de la retraite³⁹.

De même, les taux d'annuité sont, si l'on ne tient pas compte des dispositifs de solidarité, maximaux pour les personnes qui ont commencé leur carrière aux alentours de 20 ans (parmi les générations 1955-1959) ou celles dont le salaire moyen de carrière est à peu près égal au salaire moyen de l'ensemble de l'économie. Mais ils s'avèrent finalement maximaux pour les assurés ayant fini leurs études le plus tôt ou pour ceux ayant eu les salaires les plus faibles, une fois pris en compte les effets des dispositifs de solidarité.

Figure 23 – Taux d'annuité du salaire moyen de carrière



Lecture : voir Figure 22.

Notes : Le salaire moyen de carrière de chaque assuré est exprimé relativement au salaire moyen par tête (SMPT) de l'ensemble de l'économie.

Champ : générations 1955 à 1959.

Source : modèle de microsimulation Destinie (Insee).

³⁹ Les trimestres validés pour la retraite sont dits « utiles » s'ils ont un impact sur le montant de pension, et « inutiles » sinon. Par exemple, des trimestres assimilés au titre du chômage, validés par une personne dont la durée d'emploi est supérieure à la durée requise avant l'âge d'ouverture des droits, sont inutiles, car les trimestres d'emploi seuls étaient déjà suffisants pour que cet assuré bénéficie d'un coefficient de proratisation de 100 % dans le régime de base.

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes AMADEUS (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge important-elles ?	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGELART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumement-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes

G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques

G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms
G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market
G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français
G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach

G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010
G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans
G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie
G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique
G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008
G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management
G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms
G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état
G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?
G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models
G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies
G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance
G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?
G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail
G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2014//06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2014 09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC Wage Resilience in France since the Great Recession
G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows

- G2014/14 P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE
How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset
- G2014/15 P. AUBERT - S. RABATÉ
Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?
- G2015/01 Aurélien POISSONNIER
The walking dead Euler equation
Addressing a challenge to monetary policy models
- G2015/02 Y. DUBOIS - A. MARINO
Indicateurs de rendement du système de retraite français
- G2015/03 T. MAYER - C. TREVIEN
The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region
- G2015/04 S.T. LY - A. RIEGERT
Measuring Social Environment Mobility
- G2015/05 M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC
M. KOUBI - C. REGAERT
Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?
- G2015/06 Y. DUBOIS - A. MARINO
Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle
- G2015/07 B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD
No evidence of financial accelerator in France
- G2015/08 Q. LAFFÉTER - M. PAK
Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France
- G2015/09 J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN
Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État
- G2015/10 P. AUBERT
La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?