

**n° 2009-21**

**Allongement de la durée requise  
pour le taux plein et âge de départ  
en retraite des salariés du  
secteur privé**

*Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993*

**P. AUBERT<sup>1</sup>**

Les documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.

Working papers do not reflect the position of INSEE but only the views of the authors.

---

<sup>1</sup> DREES et CREST. Contact : [patrick.aubert@sante.gouv.fr](mailto:patrick.aubert@sante.gouv.fr)

# Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ en retraite des salariés du secteur privé :

*Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993*

Patrick Aubert (DREES et CREST)<sup>1</sup>

Novembre 2009

## Résumé

Cette étude analyse les conséquences de l'allongement de la durée requise pour le taux plein, prévu par la réforme des retraites de 1993, sur l'âge de liquidation et l'âge de cessation d'emploi des salariés du secteur privé. Les résultats sont établis à partir de la situation des personnes nées en 1934, 1938 ou 1942 et observées dans les données appariées des échantillons inter-régimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC), produits par la Drees.

Pour les personnes encore en emploi à l'âge de 60 ans, le nombre de trimestres validés après cet âge aurait une élasticité au nombre de trimestres manquants pour le taux plein du fait de la réforme qui serait en moyenne de 0,7 pour les hommes et de 0,6 pour les femmes. Ces résultats sont très proches de ceux établis par Bozio (2009) pour les hommes ; ils sont en revanche plus élevés en ce qui concerne les femmes, la différence s'expliquant par une meilleure mesure, dans la présente étude, du nombre de trimestres validés après 60 ans.

Les données mettent par ailleurs en lumière un impact indirect de l'allongement de la durée requise pour le taux plein sur la probabilité d'être en emploi avant l'âge de 60 ans. Cet impact ne serait cependant significatif que sur les dernières années avant cet âge (entre 58 et 60 ans) et concernerait surtout les hommes, l'impact estimé pour les femmes étant beaucoup plus ténu.

Mots-clés : départ en retraite, cessation d'emploi, impact des réformes de 1993 et 2003, durée requise pour le taux plein

Classification JEL : H55 ; J26

---

<sup>1</sup> Contact : [patrick.aubert@sante.gouv.fr](mailto:patrick.aubert@sante.gouv.fr)

## **Index**

1) Introduction	3
2) Un retour sur la méthode et les résultats des études précédentes	4
2.1 « <i>Impact des réformes sur les comportements de départ en retraite</i> » : <i>qu'estime-t-on réellement ?</i>	5
2.2 <i>Quelques limites de ce qui peut être estimé</i>	7
3) L'élasticité de la durée validée après 60 ans au nombre de trimestres manquants pour le taux plein : une nouvelle estimation à partir de l'appariement EIR-EIC	9
3.1 <i>Le modèle</i>	9
3.2 <i>Résultats</i>	10
4) L'impact de la distance au taux plein sur l'âge de cessation d'emploi après 55 ans	12
4.1 <i>Quels mécanismes jouent sur l'âge de cessation d'emploi entre 55 et 60 ans ?</i>	14
4.2 <i>Les modèles estimés</i>	15
4.3 <i>Résultats</i>	17
4) Conclusion	21
5) Bibliographie	22
Annexe 1 : Les données utilisées	24

## **1) Introduction**

L'estimation de l'impact réel des réformes récentes des retraites sur les âges de liquidation des droits et de cessation d'emploi est cruciale dans la préparation des réformes à venir. Elle se justifie d'abord dans un souci d'évaluation des politiques publiques, nécessaire avant d'engager de nouvelles réformes. Elle permet ensuite d'éclairer les comportements de départ en retraite des individus, et donc de savoir quels leviers d'action sont susceptibles de jouer au mieux sur ces individus. Des estimations quantitatives sont par ailleurs nécessaires pour calibrer de manière réaliste les outils de prospective (modèles macroéconomiques ou modèles de microsimulation) qui seront utilisés pour réaliser les simulations à partir desquelles les nouvelles réformes seront paramétrées.

Cet « impact des réformes » recouvre en réalité l'impact de plusieurs dispositifs distincts, modifiés dans le cadre des réformes passées : allongement de la durée requise pour le taux plein (c'est-à-dire pour un départ sans décote) pour les salariés et indépendants du secteur privé (réforme de 1993) ; allongement de la durée de proratisation pour les salariés du privé et du public (réforme de 2003) et pour ceux des régimes spéciaux (réforme de 2008) ; modification des barèmes de la décote et de la surcote dans le secteur privé et instauration d'une décote et d'une surcote dans le secteur public (décidée dans la réforme de 2003, mais avec une modification effective plus tardive des barèmes) ; modification du mode de calcul du salaire ou revenu d'activité annuel de référence pour les régimes du privé (réforme de 1993) ; etc.

Pour beaucoup de ces effets, la montée en charge progressive de la réforme et le fait qu'il faille attendre de pouvoir observer une génération entièrement partie en retraite pour commencer à tirer des conclusions solides (ce qui impose, en pratique, d'attendre que la première génération qui ait connu la réforme « à plein » ait atteint l'âge de 65 ans) fait que, à ce jour, aucune quantification de l'impact global de l'ensemble des dispositifs prévus par les réformes n'ait été réalisée. A cela peut s'ajouter le manque de données statistiques suffisamment complètes, notamment pour l'effet de la modification du calcul du salaire de référence, qui impliquerait de connaître tous les autres revenus, avérés ou potentiels, des ménages auxquels appartiennent les individus.

Ces difficultés font que, à ce jour, le seul effet qui ait fait l'objet d'études publiées soit celui de l'allongement de la durée requise pour le taux plein sur l'âge de liquidation des salariés du secteur privé (Bozio, 2006, 2008 et 2009<sup>2</sup>). Cet allongement a en effet été prévu dès la réforme de 1993, ce qui permet de disposer maintenant d'un recul temporel suffisant. Ces études mettent en avant deux résultats principaux. D'une part, on ne met en lumière un effet significatif de report de l'âge de départ en retraite suite à l'allongement de la durée requise pour le taux plein que sur les personnes qui sont effectivement concernées par cet allongement et qui sont effectivement en mesure de répondre à l'incitation créée par ce dernier, c'est-à-dire les personnes ayant une durée de carrière à la fois ni trop longue et ni trop courte, et qui sont encore en emploi dans le secteur privé à l'âge de 60 ans. La faible proportion de la population qui se situe dans cette situation explique l'absence d'un décalage fort, observable au niveau macroéconomique, de l'âge moyen de liquidation pour les générations parties en retraite dans le passé. D'autre part, pour les personnes en emploi

---

<sup>2</sup> D'autres travaux sur l'estimation des effets des réformes sont également en cours à la CNAV. Par ailleurs, des premiers travaux sur l'estimation de l'impact de l'allongement de la durée requise pour le taux plein sur l'âge de départ en retraite des fonctionnaires, suite à la réforme de 2003, sont actuellement en cours à la Drees.

dans le privé à 60 ans, l'élasticité moyenne de l'âge de liquidation par rapport à l'allongement de la distance au taux plein serait de 0,8 pour les hommes et 0,4 pour les femmes. En d'autre terme, à durée de carrière passée et génération données, l'allongement de 1 an de la durée requise conduit les hommes à liquider leur droit à retraite au régime général en moyenne 9 mois et demi plus tardivement, et 5 mois plus tard pour les femmes<sup>3</sup>.

Plusieurs questions restent cependant ouvertes suite à ces travaux. Elles justifient les compléments qui sont apportés dans la présente étude.

Premièrement, la mesure de la durée validée à l'âge de 60 ans peut être soumise à des erreurs de mesure, qui ne sont pas sans effet sur l'impact estimé de la réforme sur l'âge de liquidation. Les travaux de Bozio (2009) avaient précisément pour objet d'améliorer les résultats antérieurs (Bozio, 2006 et 2008) par une mesure plus précise de cette durée validée à 60 ans<sup>4</sup>, et cette amélioration se traduit par un effet estimé plus fort. La présente étude propose d'améliorer encore la mesure de la durée validée à 60 ans en ayant recours aux données appariées des échantillons inter-régimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC), afin de tester la robustesse de l'effet estimé dans Bozio 2009 (cf. annexe 1 pour une présentation des sources statistiques).

Deuxièmement, on peut s'interroger sur un éventuel effet indirect de l'allongement de la durée requise sur le taux plein sur les cessations d'emploi avant 60 ans. Le mécanisme qui conduirait à cet effet est moins évident, mais la connaissance de cet effet (ou de son absence) est essentiel pour prévoir les rétroactions éventuelles des paramètres des dispositifs de retraite sur le marché du travail avant 60 ans. Cette rétroaction pourrait passer par deux canaux : d'une part, un effet sur la demande de travail, via l'impact de l'horizon d'activité (c'est-à-dire la distance séparant de l'âge de la retraite) sur les comportements des employeurs conformément à l'hypothèse de Hairault et al. (2006, 2009) ; d'autre part, un effet sur l'offre de travail, via le fait que les salariés qui n'ont pas validé une durée suffisante pour liquider à taux plein dès 60 ans sont moins incités à accepter certains dispositifs de sorties anticipées d'activité proposés par les employeurs.

Cette étude tente de répondre à ces deux questions (parties 3 et 4). Auparavant, un retour sur les modèles estimés détaille leur interprétation et la nature des informations qu'ils permettent de mettre en lumière (partie 2).

## **2) Un retour sur la méthode et les résultats des études précédentes**

Avant de compléter les résultats apportés par l'étude de Bozio (2009), il convient de rappeler l'approche utilisée et son interprétation.

---

<sup>3</sup> Notons que la stratégie empirique retenue repose sur l'hypothèse que, dans la réforme de 1993, seul l'allongement de la durée requise pour le taux plein a un effet sur l'âge de liquidation. On fait donc l'hypothèse que la modification du mode de calcul du salaire annuel de référence n'a pas d'effet sur cet âge, hormis un effet moyen uniforme sur toutes les personnes de la génération.

<sup>4</sup> En pratique, Bozio (2009) utilise les données de l'échantillon inter-régimes de retraités (EIR), appariées aux DADS et au fichier de l'Unedic, plutôt que les données des fichiers administratifs de la CNAV, utilisées dans les versions antérieures de l'étude.

## 2.1 « Impact des réformes sur les comportements de départ en retraite » : qu'estime-t-on réellement ?

La méthode appliquée consiste à régresser l'âge de liquidation (ci-dessous  $AGE_i$  pour l'individu  $i$ ) sur le nombre  $R_i$  de trimestres supplémentaires restant à valider pour atteindre le taux plein du fait de la réforme de 1993, et sur des indicatrices de durée validée à l'âge de 60 ans  $1(TRIM_i^{60ans} = t)$  ainsi que, éventuellement, sur d'autres variables explicatives de contrôle  $Z_i$  (par exemple, des indicatrices de génération).

$$AGE_i = \alpha + \gamma.R_i + \sum_t \eta_t.1(TRIM_i^{60ans} = t) + \beta.Z_i \quad (1)$$

Il ne s'agit donc pas de l'estimation d'un modèle complet de comportement, mais plutôt d'un modèle statistique<sup>5</sup> indiquant, en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, le décalage moyen de l'âge de liquidation pour tout trimestre supplémentaire requis par la réforme, « toutes choses égales par ailleurs » signifiant ici à sexe (puisque les estimations sont séparées pour les hommes et les femmes) et à durée de carrière à l'âge de 60 ans donnés. La méthode est par ailleurs appliquée sur des personnes encore en emploi à l'âge de 60 ans. Elle fait l'hypothèse que ces personnes sont en mesure de conserver leur emploi et de décider de l'âge auquel elles liquideront leur droit à retraite, et présente donc les résultats comme l'estimation d'un effet d'offre de travail.

Deux conséquences implicites de ces choix méthodologiques méritent d'être soulignées :

Premièrement, même si l'on ne cherche pas à estimer un modèle structurel de comportement, l'estimation d'un modèle réduit (que nous avons appelé « modèle statistique » ci-dessus) n'a de sens que s'il « résume » de manière plausible les comportements réels des personnes. L'approche retenue signifie donc qu'on fait implicitement l'hypothèse que les âges de départ en retraite sont déterminés principalement par les âges « pivots » (âge de 60 ans et âge auquel est atteinte la durée requise pour pouvoir liquider à taux plein), c'est-à-dire que les personnes choisissent leur âge de liquidation en référence à ces deux âges. L'alternative principale, pour modéliser les comportements, serait de considérer que les personnes déterminent leur âge de départ en retraite en fonction des incitations financières, de manière à optimiser leur utilité sur l'ensemble du cycle de vie par arbitrage entre revenu et loisir<sup>6</sup> (par exemple par un modèle de comportement de type « Stock and Wise »).

Le choix d'un modèle de départ en retraite déterminé essentiellement par les âges pivots peut se justifier par le fait que les départs en retraite observés ont très majoritairement lieu à ces âges. Une autre justification est le fait que, dans les enquêtes qualitatives où l'on interroge les personnes sur les déterminants du départ en retraite, la plupart invoquent comme argument principal le fait qu'ils avaient « atteint l'âge de la retraite ».

<sup>5</sup> Cette présentation comme un « modèle statistique » vient de l'auteur de l'étude présente. La justification du modèle, dans les travaux de Bozio, dérivait en réalité initialement d'une approche de type « double différence », habituelle dans les études d'évaluation des politiques publiques.

<sup>6</sup> Notons que cette modélisation devrait conduire à rejeter l'analyse au niveau individuel, à partir des seuls montants de pension, pour privilégier une analyse au niveau des ménages intégrant tous les revenus potentiels de ces ménages.

Notons cependant que l'approche retenue néglige l'impact des modifications du mode de calcul des pensions : l'analyse d'Antoine Bozio fait par exemple l'hypothèse que la modification du mode de calcul du SAM (moyenne sur les 11 meilleures années pour la génération 1934 et sur les 15 meilleures années pour la génération 1938) ne modifie pas les âges de liquidation en dehors d'un effet moyen commun à tous les individus d'une même génération.

Les estimations effectuées ne permettent donc pas de conclure sur l'impact de ces modifications, et la spécification estimée n'est de toute manière pas adaptée pour cela. La question, d'importance, de savoir quel modèle (référence aux âges pivots vs. incitations financières) décrit le mieux les comportements de départ en retraite reste donc posée et ne pourra pas être tranchée avec la méthodologie utilisée ici. Notons que, par ailleurs, l'approche économétrique retenue ici est adaptée pour étudier l'impact de l'allongement de la durée requise pour le taux plein, mais qu'elle est beaucoup moins pertinente pour étudier, par exemple, l'effet de la modification des barèmes de décote et de surcote. En d'autres termes, cette approche est beaucoup plus pertinente pour évaluer les effets de la réforme de 1993 que celle de 2003 (tout au moins dans le régime général).

Deuxièmement, la spécification de Bozio (2009) conduit à estimer des élasticités différentes au nombre de trimestres manquants pour le taux plein avec la législation pré-réforme (élasticités captées par les coefficients des indicatrices de durée validée à 60 ans) et pour les trimestres supplémentaires dus à la réforme. Ce choix n'est pas forcément intuitif : si l'on fait l'hypothèse que le comportement des personnes est simplement de choisir, à l'anniversaire de leurs 60 ans, leur âge de liquidation en fonction du nombre de trimestres manquants pour le taux plein, il n'y a pas de raison a priori de considérer que ces personnes réagissent différemment selon que ces trimestres manquants sont dus ou non à la réforme. Le choix d'une modélisation avec des élasticités différentes pour les trimestres avant et après réforme signifie donc qu'on prend en compte un comportement un peu plus complexe des personnes.

On peut formuler deux raisons principales pour justifier de retenir l'hypothèse d'un tel « comportement plus complexe » : soit que les personnes gardent en tête la législation avant réforme, sont capables de calculer quels auraient été leurs droits avec cette législation et choisissent de la prendre en compte pour déterminer leur âge de départ en retraite (hypothèse de type « modification du comportement ») ; soit que les reports individuels de l'âge de liquidation en réponse à un trimestre manquant pour le taux plein sont en fait hétérogènes dans la population, et donc que la réforme, en modifiant la composition de la population à qui il manque des trimestres à 60 ans (cette population est composée de personnes ayant validé des durées de plus en plus longues avant 60 ans au fur et à mesure de la montée en charge de la réforme) induit une modification du report moyen estimé sur la population concernée (hypothèse de type « effet de composition »).

Formellement, on ne peut véritablement parler de « changement des comportements suite à la réforme » que si l'élasticité du report de l'âge de liquidation est différente pour les trimestres manquant avant réforme et après réforme. La question de savoir s'il y a changement de comportement ou non est d'importance dans une perspective de poursuite de l'allongement de la durée requise pour le taux plein. En cas de comportement inchangé (au sens du comportement de réponse aux incitations), on peut s'attendre à ce que cet allongement parvienne effectivement à induire une augmentation progressive des âges moyens de départ en retraite, ce qui peut justifier de continuer à utiliser ce levier d'action dans l'avenir. Dans le cas contraire, cet impact n'est pas acquis, puisque les personnes sont en mesure de modifier leur réponse aux

incitations au fur et à mesure que ces incitations à la prolongation d'activité s'accroissent. Il n'est alors pas évident que la continuation de l'allongement de la durée requise pour le taux plein soit une manière pertinente pour obtenir un relèvement des âges observés de départ en retraite.

Pour résumer, la méthode d'estimation utilisée par Bozio (2009), et reprise dans la suite de cette étude, pour analyser « l'impact de l'allongement de la durée requise pour le taux plein sur l'âge de liquidation » au niveau individuel, répond en réalité à une question double. D'une part, y a-t-il, dans l'absolu, un comportement de recherche du taux plein, à savoir un report de l'âge de départ en retraite, de la part des individus à qui il manque à 60 ans des trimestres pour obtenir ce taux plein, en fonction du nombre de trimestres manquants ? D'autre part, ce comportement de recherche du taux plein (en pratique, le report moyen de l'âge de liquidation à nombre de trimestres manquants donnés) s'est-il modifié du fait de la réforme ?

## **2.2 Quelques limites de ce qui peut être estimé**

Deux autres points techniques, de nature à biaiser les résultats de Bozio (2009), doivent être soulignés. Dans la suite de cette note, on s'appliquera à la correction de ces difficultés techniques.

Premièrement, comme déjà mentionné en introduction, la méthodologie est sensible au calcul à partir des données de la durée validée à 60 ans, puisque de celle-ci dépendront à la fois la variable de nombre de trimestres manquant pour le taux plein et les indicatrices de durée de carrières avant 60 ans. Dans Bozio (2009), cette durée est estimée de deux manières : en considérant que tous les trimestres entre l'âge de 60 ans et la date de liquidation sont des trimestres validés, et en recalculant le nombre de trimestres validés après 60 ans à partir des données des DADS et de l'Unedic. Les résultats correspondant aux deux méthodes sont présentés, mais les résultats retenus en conclusion (aboutissant à une élasticité de 0,8 pour les hommes et 0,4 pour les femmes) sont ceux qui correspondent à la première méthode.

Dans les deux cas, la méthode est sujette à des erreurs de mesures, susceptibles de biaiser les résultats : tous les trimestres après 60 ans ne sont pas systématiquement validés, les données des DADS et de l'Unedic ne couvrent pas tous les modes de validation de trimestres, et les règles parfois complexes (par exemple, le fait que les trimestres validés durant l'année de liquidation sont majorés par le nombre de trimestres calendaires réellement effectués) peuvent facilement aboutir à une erreur de quelques trimestres. De plus, les erreurs de mesure biaisent a priori systématiquement vers le bas les élasticités estimées : en effet, les trimestres effectués jusqu'à l'âge de liquidation sont un majorant du nombre de trimestres réellement validés (puisque'il n'est pas possible de valider plus que le nombre de trimestres civils écoulés jusqu'à la date de liquidation, du fait des règles d'écrêtement, mais qu'il est tout à fait possible que certaines personnes ne valident pas tous les trimestres entre 60 ans et leur date de liquidation), donc le nombre de trimestres manquants à 60 ans pour le taux plein, calculés à partir de la durée écoulée jusqu'à l'âge de liquidation, est lui aussi un majorant de du nombre réel de trimestres manquants.

Dans la suite de cette note, on essaiera d'affiner l'estimation en estimant la durée validée après 60 ans directement à partir de l'EIC, c'est-à-dire telle qu'elle est fournie par les régimes de retraites eux-mêmes, afin de minimiser l'erreur de mesure potentielle (cf. annexe 1).



Cependant, une limite restera vraie, quelle que soit la méthode retenue pour estimer la durée validée avant 60 ans : c'est le fait que des personnes à qui il manque des trimestres peuvent chercher à régulariser des périodes d'emploi, qui ont notamment eu lieu en début de carrière, et qui n'auraient pas été enregistrées dans les sources administratives. Par définition, ces périodes non enregistrées ne sont pas connues pour les personnes qui n'en ont pas eu besoin pour valider une durée suffisante à 60 ans. Il n'est donc pas possible d'estimer un impact véritablement « global » de la réforme puisqu'il n'est pas possible de savoir réellement dans quelle mesure les personnes non touchées par la réforme auraient pu « trouver » de telles périodes à régulariser, si la réforme les avait également concernés.

Deuxièmement, la prise en compte des différences inobservées entre générations, dues à d'autres facteurs que les différences de législation des retraites, est particulièrement délicate. En effet, comme l'allongement de la durée requise pour le taux plein se fait en fonction de la génération, c'est déjà grâce à la variabilité fournie par cette dernière qu'est identifié, à durée validée avant 60 ans donnée, l'élasticité de l'âge de liquidation au nombre de trimestres manquant supplémentaires du fait de la réforme. Dans Bozio (2009), l'identification des deux effets de la génération et du nombre de trimestres supplémentaires est possible du fait de la spécification additive du modèle : l'effet moyen de la génération est commun à tous les individus de l'échantillon (quelle que soit leur durée validée avant 60 ans) alors que l'effet du nombre de trimestres manquants supplémentaires ne concerne qu'une sous-partie de l'échantillon.

L'hypothèse identificatrice sous-jacente est cependant plus forte qu'on ne peut le penser de prime abord. Elle postule en effet qu'il y a un décalage moyen de l'âge de liquidation, commun à tous les individus d'une génération, que ceux-ci aient effectué une carrière complète avant 60 ans (sous-population partant généralement en retraite à 60 ans ou très peu de temps après) ou une carrière très courte (sous-population attendant généralement l'âge de 65 ans pour liquider au taux plein). Or on peut très bien imaginer que les évolutions entre générations (hors celles dues à la réforme) ne concernent en fait que les personnes à carrière complète, celles à carrière courtes liquidant de toute façon à l'âge légal du taux plein, quelle que soit la génération. Dans un tel cas, une spécification avec hypothèse d'un effet additif de la génération conduit à un biais dans l'estimation, à la fois pour l'effet de la génération proprement dit, mais aussi pour l'effet de la réforme, puisque celui-ci est identifié grâce aux différences entre générations.

Dans l'étude qui suit, on fait donc le choix de ne chercher à estimer l'impact de la réforme que sur une sous-population restreinte, ayant validé entre 130 et 160 trimestres avant l'âge de 60 ans. Cela explique que les estimations présentées dans ce qui suit sont réalisées sur des échantillons de petite taille (entre 450 et 750 observations selon les cas). Ce choix revient à écarter volontairement une part de la variabilité qui aurait pu servir à l'estimation de l'effet génération, à savoir la variabilité fournie par les observations de personnes à carrière très longue (plus de 40 ans validés avant 60 ans) ou très courte (moins de 32,5 ans) mais, comme on l'a vu ci-dessus, cette perte de variabilité est toute relative puisque la variabilité en question n'est réellement utile que sous des hypothèses difficilement justifiables.

### **3) L'élasticité de la durée validée après 60 ans au nombre de trimestres manquants pour le taux plein : une nouvelle estimation à partir de l'appariement EIR-EIC**

#### **3.1 Le modèle**

Le modèle estimé correspond à celui de l'équation (1), utilisée par Bozio (2009), à quelques différences près :

- A la place des indicatrices de nombre de trimestres validés avant 60 ans, on estime également une spécification alternative, dans laquelle on introduit une variable unique égale au nombre de trimestres manquant pour le taux plein avec la législation antérieure à la réforme (soit 150 trimestres requis pour le taux plein). Cette spécification alternative permet d'analyser plus aisément une éventuelle modification du comportement du fait de la réforme, en comparant directement les coefficients de distance au taux plein avant et après réforme. La spécification est cependant un peu plus restreinte, puisqu'elle ne prend pas en compte d'éventuelles différences de l'âge de liquidation selon la durée de carrière avant 60 ans (toutes choses égales par ailleurs, et notamment après neutralisation de la distance au taux plein).
- Les contrôles (variables explicatives supplémentaires  $Z$  dans l'équation (1)) sont différents : on estime plusieurs spécifications avec ou sans l'effet génération et avec ou sans un polynôme du salaire annuel perçu à 59 ans.
- La variable dépendante est la durée véritablement validée après 60 ans, et non l'âge de liquidation. Cela permet notamment de prendre en compte le cas de personnes qui travaillent quelques trimestres après 60 ans, s'arrêtent de travailler, puis attendent 65 ans pour liquider leur pension. Utiliser l'âge de liquidation pour ces personnes conduirait en effet à surestimer le report moyen en fonction du nombre de trimestres manquant pour le taux plein à 60 ans<sup>7</sup>.
- L'estimation est réalisée sur les seules personnes ayant validé entre 130 et 160 trimestres (entre 32,5 et 40 ans) avant 60 ans. La fenêtre d'observation est donc plus restreinte que dans Bozio (2009) (personnes ayant validé entre 80 et 180 trimestres). Comme expliqué dans la partie 2.2, le choix de la fenêtre joue essentiellement sur l'estimation des effets générations, mais cela peut induire, indirectement, un biais sur l'estimation de l'effet de la réforme.

Au final, le modèle estimé s'écrit donc de la manière suivante :

$$NbTrim_i^{après60} = \alpha + \gamma.NbTrimManquant_i^{réforme} + \eta.X_i^{\dot{a}60} + \beta.Z_i \quad \forall i / 130 \leq TRIM_i^{60ans} \leq 160 \quad (2)$$

Avec, selon les spécifications  $\eta.X_i^{\dot{a}60} = \sum_t \eta_t.1(TRIM_i^{60ans} = t)$  ou  $X_i^{\dot{a}60} = NbTrimManquant_i^{avant réforme}$

et  $Z_i$  incluant des indicatrices de génération et/ou une fonction polynôme de degré 3 du salaire perçu à 59 ans.

<sup>7</sup> Dans l'échantillon sur lequel est conduit la régression, le nombre de trimestres réellement validés après 60 ans est inférieur au nombre de trimestres entre 60 ans et l'âge à la liquidation dans 4 % des cas pour les hommes et 20 % des cas pour les femmes.

Les données utilisées sont issues de l'appariement de l'EIR 2004 et de l'EIC 2005, pour les personnes des générations nées en 1934 et en 1938 encore en emploi au régime général ou à la MSA salariés dans l'année de leurs 60 ans. Ces données sont décrites plus précisément dans l'annexe 1.

### 3.2 Résultats

Les résultats des estimations sous diverses spécifications sont présentés dans le tableau 1.

En ce qui concerne les hommes, les résultats sont globalement stables d'une spécification à l'autre, avec une élasticité de l'ordre 0,7 trimestre validé après 60 ans par trimestre supplémentaire nécessaire pour le taux plein du fait de la réforme. Les coefficients estimés vont de 0,63 à 0,79 selon que l'on contrôle ou non la génération et le niveau de salaire, et selon que la durée manquante pour le taux plein avant réforme soit pris en compte par une série d'indicatrice de durée validée avant 60 ans ou par une variable continue (spécifications 1 à 4). Compte tenu des écarts-types estimés, de l'ordre de 0,1 pour ces coefficients, les écarts entre ces valeurs ne sont pas statistiquement significatifs.

L'élasticité est également de 0,7 si l'on estime la spécification retenue dans Bozio (2009) (spécification 8), soit un peu moins que la valeur de 0,8 estimée dans cette dernière étude, même si les écarts ne sont pas statistiquement significatifs vu l'ampleur des écarts-types et qu'ils peuvent s'expliquer par des différences de champ (inclusion de la génération 1936 mais pas des salariés de la MSA dans l'étude de Bozio).

L'élasticité au nombre de trimestres manquants pour le taux plein semble être de même ordre de grandeur, aux alentours de 0,7 pour les hommes, selon que ces trimestres manquant soient le fait ou non de la réforme de 1993. Ces élasticités estimées sont systématiquement légèrement inférieures pour les trimestres correspondant à la législation avant réforme (par exemple, 0,688 pour les trimestres avant réforme et 0,734 pour les trimestres après réforme dans le cas de la spécification 1) mais il est difficile d'interpréter cet écart négatif compte tenu de la précision des résultats. Quoi qu'il en soit, vu la faible valeur de l'écart, il semble pertinent de retenir qu'il n'y a pas eu, pour les hommes, de modification majeure du comportement de report en fonction du nombre de trimestres manquant pour le taux plein après l'allongement de la durée requise prévue dans la réforme de 1993<sup>8</sup>.

Rappelons enfin que ce report du départ en retraite est un report moyen, estimé sur l'ensemble des personnes à qui il manque, à 60 ans, des trimestres pour atteindre le taux plein. Afin d'affiner le diagnostic sur le report moyen, différentes spécifications ont été estimées, en retenant une « fenêtre » plus ou moins large de nombre de trimestres manquants (spécifications 5, 6 et 7, en comparaison avec la spécification 1). Comme précédemment, l'ampleur des écart-types du fait de la petite taille d'échantillon ne permet pas d'observer des écarts statistiquement significatifs, mais il semble que le report du départ en retraite est, en moyenne, d'autant plus fort que le nombre de trimestres manquants est faible. Ainsi, ce report est en moyenne de 0,73 trimestre validé après 60 ans par trimestre manquant du fait de la réforme si on l'estime en

---

<sup>8</sup> Par ailleurs, dans la spécification 4, on prend en compte une spécification élargie où l'on contrôle par une indicatrice pour chaque nombre de trimestres validés avant 60 ans, ce qui permet de prendre en compte d'autres effets que celui du nombre de trimestres manquant avant réforme, et notamment des effets de la durée de carrière sur l'âge de liquidation. Cependant, si on régresse, dans un deuxième temps, les coefficients associés aux indicatrices sur le nombre de trimestres manquant avant réforme qu'ils représentent, on aboutit à des élasticités similaires de la durée validée après 60 ans à ce nombre de trimestres manquants pré-réforme, soit 0,63 pour les hommes et 0,35 pour les femmes.

prenant en compte l'ensemble des personnes ayant des trimestres manquants (spécification 1), mais de 0,831 si on ne retient que des hommes ayant au plus 15 trimestres manquants, et 0,866 sur le champ des hommes avec au plus 10 trimestres manquants. Ceci pourrait signifier que la propension à repousser son âge de départ en retraite jusqu'à l'âge auquel la durée requise pour le taux plein est validée décroît avec la distance au taux plein.

Pour les femmes, le report moyen est plus faible que pour les hommes et semble par ailleurs estimé de manière moins précise, au sens où le report estimé est un peu moins robuste à la spécification choisie. Ce report serait de l'ordre de 0,6 trimestre validé après 60 ans par trimestre manquant (du fait de la réforme) pour le taux plein.

L'estimation diffère de celle de Bozio (2009), qui concluait à un report deux fois plus faible pour les femmes que pour les hommes. Cette différence semble cependant s'expliquer par des différences de méthode : en appliquant à nos données une spécification semblable à celle de Bozio, on estime un coefficient quasi-identique (0,448 dans un cas et 0,42 dans l'autre). Il est de plus naturel que la différence entre les résultats des deux études soit plus marquée pour les femmes que pour les hommes, puisqu'un nombre de trimestres réellement validés après 60 ans inférieur au nombre de trimestres entre 60 ans et l'âge à la liquidation s'observe dans 20 % des cas pour ces dernières, contre 4 % des cas seulement pour les hommes.

Dans la mesure où l'estimation des durées validées après 60 ans au moyen de l'EIC est a priori plus robuste, on retient donc plutôt le coefficient correspondant, d'environ 0,6, comme « meilleure » estimation de l'élasticité moyenne pour les femmes de la durée validée après 60 ans au nombre de trimestres manquants du fait de la réforme.

Contrairement aux hommes, cette élasticité semble, pour les femmes, presque deux fois plus forte pour les trimestres manquant du fait de la réforme que pour les trimestres dus à la législation avant réforme (par exemple, 0,652 dans le premier cas et 0,369 dans le second avec la spécification 1). Cet écart, de même que la différence entre hommes et femmes, est difficile à expliquer à ce stade. Elle pourrait provenir soit d'une véritable modification des comportements, soit d'un effet de composition, qui ferait par exemple que, avec la réforme, la population des femmes ayant des trimestres manquants pour le taux plein à l'âge de 60 ans serait composée en plus grande proportion de femmes ayant un faible nombre de trimestres manquant, qui seraient plus nombreuses à décaler leur âge de départ en retraite.

**Tableau 1 : Résultats des régressions de la durée validée après 60 ans avec diverses spécifications**

Sexe	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Hommes	Nombre supplémentaire de trimestres manquants pour le taux plein, du fait de la réforme	<b>0,734</b> ***	<b>0,792</b> ***	<b>0,713</b> ***	<b>0,632</b> ***	<b>0,735</b> ***	<b>0,831</b> ***	<b>0,866</b> ***	<b>0,707</b> ***
	<i>écart type</i>	0,111	0,133	0,109	0,150	0,120	0,128	0,145	0,152
	Nombre de trimestre manquants pour le taux plein, avant la réforme	<b>0,688</b> ***	<b>0,681</b> ***	<b>0,708</b> ***		<b>0,693</b> ***	<b>0,763</b> ***	<b>0,708</b> ***	
	<i>écart type</i>	0,042	0,043	0,041		0,059	0,088	0,189	
	Indicatrices nb trimestres validés à 60 ans	non	non	non	oui	non	non	non	oui
	Indicatrices de génération	non	oui	non	non	non	non	non	oui
	Salaire annuel à 59 ans, salaire^2 et salaire^3	non	non	oui	non	non	non	non	non
	Personnes ayant validé entre ... et ... trimestres	130 à 160	130 à 160	130 à 160	130 à 160	135 à 160	140 à 160	145 à 160	80 à 180
	R2	0,389	0,389	0,415	0,414	0,334	0,292	0,154	0,492
	Nombre d'observations	750	750	750	750	714	656	564	2235
Femmes	Nombre supplémentaire de trimestres manquants pour le taux plein, du fait de la réforme	<b>0,652</b> ***	<b>0,750</b> ***	<b>0,630</b> ***	<b>0,523</b> ***	<b>0,679</b> ***	<b>0,656</b> ***	<b>0,641</b> ***	<b>0,448</b> **
	<i>écart type</i>	0,133	0,167	0,130	0,176	0,141	0,152	0,182	0,217
	Nombre de trimestre manquants pour le taux plein, avant la réforme	<b>0,369</b> ***	<b>0,363</b> ***	<b>0,400</b> ***		<b>0,339</b> ***	<b>0,354</b> ***	<b>0,690</b> ***	
	<i>écart type</i>	0,039	0,039	0,038		0,058	0,099	0,244	
	Indicatrices nb trimestres validés à 60 ans	non	non	non	oui	non	non	non	oui
	Indicatrices de génération	non	oui	non	non	non	non	non	oui
	Salaire annuel à 59 ans, salaire^2 et salaire^3	non	non	oui	non	non	non	non	non
	Personnes ayant validé entre ... et ... trimestres	130 à 160	130 à 160	130 à 160	130 à 160	135 à 160	140 à 160	145 à 160	80 à 180
	R2	0,160	0,161	0,211	0,202	0,137	0,098	0,087	0,357
	Nombre d'observations	757	757	757	757	655	546	444	1860

Source : Drees, EIR 2004 et EIC 2005 ; calculs auteur

Champ : personnes nées en 1934 ou 1938, en emploi au régime général ou à la MSA salariés au cours de l'année de leurs 60 ans

Note : la spécification (8) correspond aux hypothèses utilisées par Bozio (2009), notamment pour le calcul de la durée validée après 60 ans par différence entre cet âge et l'âge de liquidation. La variable dépendante pour cette spécification (8) est donc l'âge de liquidation, contrairement aux spécifications (1) à (7) pour lesquelles la variable dépendante est le nombre de trimestres validés après 60 ans.

#### **4) L'impact de la distance au taux plein sur l'âge de cessation d'emploi après 55 ans**

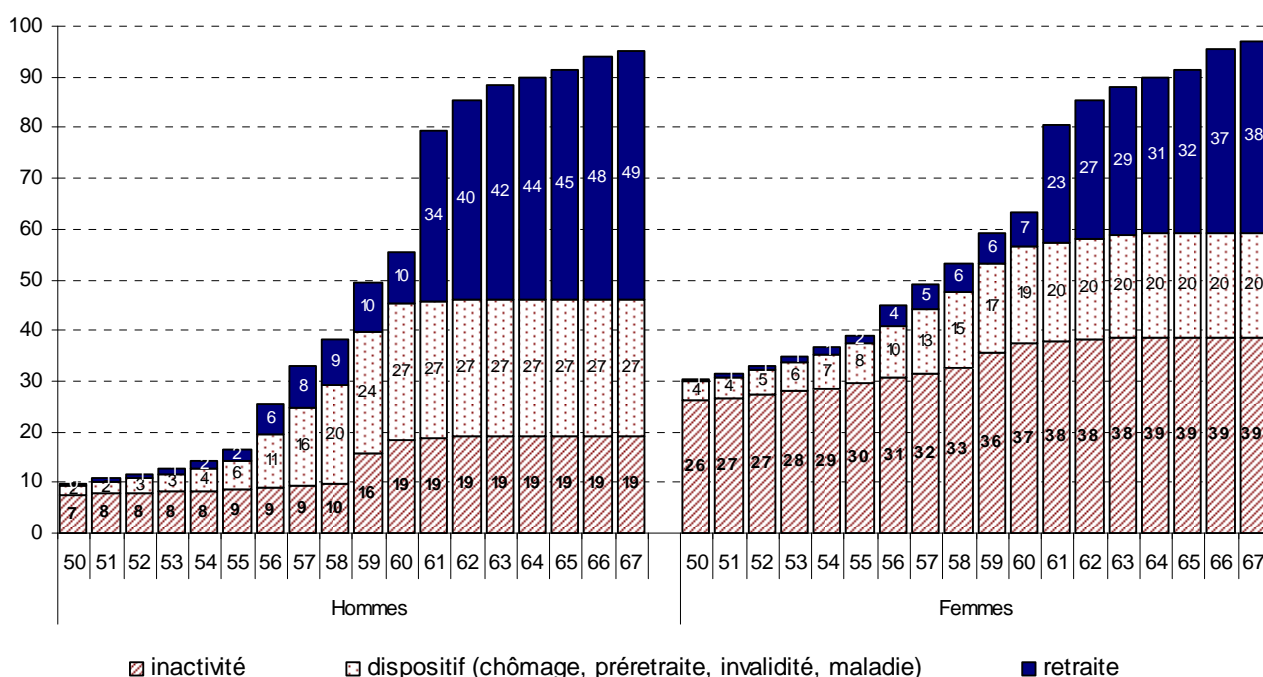
L'impact des réformes des retraites, ou plus généralement de la distance individuelle des salariés au taux plein, sur la distribution des âges de cessation d'emploi est crucial lorsque ces cessations d'emploi ont lieu après 60 ans, mais également avant cet âge. A l'heure actuelle, une partie importante de la population a en effet quitté le marché du travail avant l'âge de 60 ans : l'impact des réformes ne sera donc pas du tout le

même selon que les incitations qu'elles créent ou modifient ne touchent que la sous-partie de la population encore en emploi à 60 ans, ou qu'elles jouent également sur les âges de cessation d'emploi des personnes qui sortent du marché du travail avant cet âge. Ainsi, parmi les personnes nées en France en 1938, 56 % des hommes et 63 % des femmes a cessé définitivement tout emploi avant l'année des 60 ans (graphique 1).

L'estimation de l'impact éventuel des réformes sur la cessation d'emploi avant 60 ans est également d'importance dans une optique de prospective. Elle est en effet nécessaire pour permettre de simuler l'effet sur les niveaux d'emplois des seniors et les fins de carrière de la modification des paramètres des réformes.

**Graphique 1** : première situation après la cessation définitive d'emploi pour les personnes nées en France en 1938 qui, à chaque âge, ont cessé définitivement tout emploi

*En % des personnes de la génération (dans l'état-civil)*



Source : Drees, EIR 2004 et EIC 2005

Champ : personnes nées en France en 1938, vivantes au 31/12/2005

Lecture : à l'âge de 50 ans, 26 % des femmes nées en France en 1938 n'ont jamais travaillé ou ont cessé définitivement tout emploi en devenant inactives (y compris assurance vieillesse des parents au foyer), 4 % ont cessé tout emploi avant 50 ans en passant par une période de chômage, maladie ou invalidité juste après le dernier emploi, et 1 % sont passés directement à la retraite après leur cessation d'emploi (avant 50 ans). Les 70 % restant de la génération occupent encore un emploi à l'âge de 50 ans (même si la cessation d'emploi peut effectivement avoir eu lieu au cours de l'année des 50 ans), ou en occuperont un après cet âge.

Note : dans le graphique, une personne qui travaille jusqu'à son anniversaire de 60 ans et prend ensuite sa retraite est classée comme encore sur le marché du travail au cours de l'année de ses 60 ans et en retraite à partir de l'année de ses 61 ans seulement. Par convention, les personnes n'ayant jamais travaillé en France (environ 4 % de la population pour les hommes et 5 % pour les femmes) sont classées comme étant sorties de l'emploi vers l'inactivité avant 50 ans.

Le mécanisme d'un impact de l'allongement de la durée requise pour le taux plein (ou de la distance à cette durée dans l'absolu) sur le comportement de cessation d'emploi avant 60 ans n'est cependant pas évident a priori, dans la mesure où il ne peut pas y avoir de mécanisme direct, du fait de l'âge minimal de 60 ans pour

l'ouverture des droits. Rappelons en effet que les salariés du privé<sup>9</sup> des générations étudiées dans cette étude n'avaient pas accès au dispositif de retraite anticipée, mis en place à partir de 2004 et concernant les générations nées à partir de 1945.

#### **4.1 Quels mécanismes jouent sur l'âge de cessation d'emploi entre 55 et 60 ans ?**

Deux mécanismes pourraient néanmoins expliquer que la distance au taux plein joue sur la probabilité d'être en emploi aux divers âges avant 60 ans.

Le premier est lié au fait que le fait d'avoir, avant 60 ans, validé ou non une durée suffisante pour pouvoir liquider une retraite à taux plein dès 60 ans va rendre plus ou moins attrayant certains dispositifs de cessation d'activité. Par exemple, un départ en préretraite « maison », lorsque le salarié sort des effectifs de son entreprise, ne permet plus de continuer à acquérir des droits à retraite : un salarié qui n'aurait pas validé une durée suffisante pour le taux plein ne sera pas incité à accepter un départ dans le cadre d'un tel plan si celui-ci lui était proposé par son employeur, alors qu'un salarié qui aurait déjà une durée suffisante le sera. Si l'allongement de la durée requise pour le taux plein a pour effet de diminuer la proportion de salariés dans le second cas, il pourrait se traduire par des durées en emploi en moyenne plus longue sur l'ensemble des salariés.

Les modalités et les effectifs concernés par les préretraites « maisons », c'est-à-dire entièrement financées par le dernier employeur, sont très difficiles à cerner et restent très mal connus en France. Ces dispositifs peuvent prendre plusieurs formes : dans certains cas, les personnes concernées restent salariées de l'entreprise et continuent donc d'apparaître, dans les sources administratives, comme des personnes en emploi ; dans d'autres cas, le paiement de la préretraite est externalisé à une société d'assurance, une mutuelle ou une institution de prévoyance. Les personnes apparaissent alors, dans les sources administratives, comme en inactivité totale. Parmi les hommes nés en France en 1938, environ 10 % cessent leur emploi entre 55 et 59 ans en passant directement de l'emploi à l'inactivité, sans bénéficier d'un dispositif tel que le chômage, la préretraite publique ou la maladie (cf. graphique 1). On peut penser qu'une partie importante de ces 10 % correspondent à des situations de préretraites maisons puisque, dans le cas d'une perte d'emploi involontaire, une validation de trimestres de chômage aurait été observée.

Le second mécanisme potentiel correspond à l'effet « d'horizon d'activité », décrit dans les travaux de Hairault et al. (2006 et 2009). Selon ces auteurs, la proximité à l'âge anticipé de sortie d'activité aurait pour conséquence de réduire la motivation des salariés, ainsi que les incitations pour les employeurs à investir dans ces salariés. Par exemple, le faible horizon d'activité des seniors aurait un effet dissuasif pour les employeurs, du fait de la faible perspective de retour sur investissement d'une part pour les coûts de formation des salariés déjà en place, et d'autre part pour les coûts de recherche et d'embauche de nouveaux salariés âgés. Le coût d'opportunité du licenciement d'un senior, lié au fait qu'il faudra embaucher un autre salarié en cas de reprise économique, serait par ailleurs plus faible, puisque les employeurs savent

---

<sup>9</sup> Si on fait exception des instituteurs de l'enseignement privé, qui sont affiliés à la Cnav et à l'Arrco, mais qui bénéficient d'un régime (le RETREP) leur permettant d'avoir les mêmes garanties en termes d'âge de départ en retraite que les instituteurs du public. Le RETREP permet à ces salariés de percevoir entre 55 et 60 ans une rente d'un montant égal à celui qu'ils toucheront à 60 ans, au moment de la liquidation de leurs droits à la Cnav et à l'Arrco. Cela revient dans les faits à leur ouvrir une possibilité de départ en retraite dès 55 ans.

qu'ils auraient eu de toute façon à chercher un nouveau salarié en remplacement lors du départ en retraite, quelques années plus tard. L'ensemble de ces facteurs aurait pour effet de réduire la productivité des salariés à l'approche de l'âge anticipé de départ en retraite, et donc leur probabilité d'être en emploi. Une augmentation de l'horizon d'activité (en pratique, de la distance séparant de l'âge minimal auquel une durée suffisante pour pouvoir liquider au taux plein sera validée), lui-même largement corrélé à l'âge anticipé par l'employeur et par le salarié pour la cessation d'emploi, pourrait donc avoir pour conséquence d'augmenter la probabilité d'être en emploi.

Ce second mécanisme peut passer à la fois par des effets d'offre et de demande de travail, alors que le premier est, a priori, uniquement un mécanisme d'offre.

## 4.2 Les modèles estimés

Trois modèles sont successivement estimés pour mesurer le lien entre l'âge où la durée requise pour le taux plein est atteinte, et l'âge de cessation d'emploi après 55 ans.

- **un modèle d'âge moyen de cessation d'emploi** (estimé pour des personnes encore en emploi au régime général à 54 ans) :

$$Age_i^{fin\,emploi} = \alpha + \sum_a \beta_a \cdot 1_{AgeMinTP_i^{avant\,reform\,=\,a}} + \sum_a \gamma_a \cdot \Delta AgeMinTP_i^{reform\,=\,a} \cdot 1_{AgeMinTP_i^{avant\,reform\,=\,a}} + \eta \cdot Z_i$$

$$\forall i / 110 \leq TRIM_i^{54ans} \leq 160 \text{ et } i \text{ né en } 1934, 1938 \text{ ou } 1942$$

où  $Age_i^{fin\,emploi}$  désigne l'âge de cessation d'emploi de l'individu  $i$ , c'est-à-dire l'âge atteint au 31 décembre de la dernière année où un report de salaire au compte ou une validation au titre de l'emploi est observée dans les données de l'EIC.

$TRIM_i^{54ans}$  désigne le nombre de trimestres validés par l'individu  $i$  jusqu'à la fin de l'année de ses 54 ans.

$1_{AgeMinTP_i^{avant\,reform\,=\,a}}$  est une indicatrice qui vaut 1 si l'âge  $a$  est égal à l'âge minimal auquel la durée requise pour le taux plein pourra être atteinte par l'individu  $i$  compte tenu de la durée validée jusqu'à l'âge de 54 ans (observée dans les données de l'appariement EIR-EIC) et des paramètres en vigueur avant la réforme de 1993 (c'est-à-dire une durée requise de 150 trimestres, soit 37,5 années, pour le taux plein).

$\Delta AgeMinTP_i^{reform}$  est par ailleurs égal au décalage de cet âge minimal du fait de la réforme : selon la génération, cette variable pourra être égale à 0, 1, 2 ou 3 années.

Par exemple, prenons le cas d'un individu né en 1942 et qui a validé 143 trimestres au 31 décembre de l'année de ses 54 ans. Avant la réforme, il lui aurait manqué 7 trimestres pour atteindre la durée requise pour le taux plein (soit 150 trimestres) : au mieux il n'aurait pu atteindre cette durée que dans l'année de ses 56 ans, et cela en validant 4 trimestres durant l'année de ses 55 ans et 3 trimestres durant celle des 56 ans. L'indicatrice  $1_{AgeMinTP_i^{avant\,reform\,=\,a}}$  vaut donc 1 pour l'âge  $a=56$ . En réalité, cet individu né en 1942 doit cependant valider 159 trimestres pour le taux plein. L'âge minimal pour atteindre cette durée,



toujours compte tenu du fait qu'il a validé 149 trimestres avant 54 ans, est donc 58 ans, et le décalage de cet âge minimal du fait de la réforme vaut donc  $\Delta AgeMinTP_i^{reformé} = 58 - 56 = 2$  ans.

Les variables  $Z_i$  représentent enfin diverses variables explicatives supplémentaires de contrôle, selon les spécifications : indicatrices de génération, salaire et salaire au carré durant l'année des 54 ans, taux de chômage observé lors de l'année où la durée requise pour le taux plein est atteinte, etc.

- **Un modèle de probabilité d'être en emploi à chaque âge  $a$** , compte tenu du fait que la personne était encore en emploi au régime général à 54 ans :

$$1(Age_i^{fin\text{emploi}} \geq a) = Cte + \lambda_a \cdot 1_{AgeMinTP_i < a} + \mu_a \cdot DistanceAgeTP_{i,a} + \eta \cdot Z_i$$

$$\forall i / 110 \leq TRIM_i^{54ans} \leq 160 \text{ et } i \text{ né en } 1934, 1938 \text{ ou } 1942$$

$1(Age_i^{fin\text{emploi}} \geq a)$  est une indicatrice qui vaut 1 pour l'âge  $a$  si l'âge de cessation d'emploi de la personne est supérieur ou égal à l'âge  $a$ .

$1_{AgeMinTP_i < a}$  est une indicatrice qui vaut 1 pour les personnes qui, au cours de l'année où elles atteignent l'âge  $a$ , ont déjà validé une durée suffisante pour le taux plein (compte tenu des paramètres qui s'appliquent à leur génération).

$DistanceAgeTP_{i,a}$  représente la distance (i.e. le nombre d'années d'écart) entre l'âge  $a$  et l'âge minimal auquel l'individu  $i$  pourra liquider au taux plein. Ce dernier se distingue de l'âge minimal où est atteinte la durée requise pour le taux plein, puisqu'il n'est pas possible de liquider un droit en retraite avant l'âge de 60 ans (les générations étudiées n'ont en effet pas accès à la retraite anticipée pour carrière longue) et que le taux plein est acquis à l'âge de 65 ans, quelle que soit la durée validée. Par exemple, à l'âge de 58 ans ( $=a$ ), la « distance au taux plein »  $DistanceAgeTP_{i,a}$  vaut 2 ans pour une personne qui atteint la durée requise dans l'année des 59 ans aura une (elle ne peut en effet liquider qu'à 60 ans, d'où  $Distance=60-58=2$ ), 4 ans pour une personne qui atteint cette durée requise au minimum à 62 ans, et 7 ans pour une personne qui ne l'attendrait qu'à 68 ans (le taux plein étant acquis à 65 ans indépendamment de la durée validée, on a  $Distance=65-58=7$ ).

L'inclusion des deux variables explicatives  $1_{AgeMinTP_i < a}$  et  $DistanceAgeTP_{i,a}$  a pour objectif d'identifier, séparément, les deux mécanismes décrits dans la sous-section 4.1.

Le modèle peut être estimé soit comme un modèle de probabilité linéaire, soit par un modèle logistique. En pratique, on présentera les résultats des deux types de régression.

- Enfin, **un modèle de probabilité de sortie de l'emploi à chaque âge  $a$** , compte tenu du fait que la personne était encore en emploi au régime général dans l'année où est atteint l'âge  $a$  :

$$1(Age_i^{fin\text{emploi}} = a) = Cte' + \lambda'_a \cdot 1_{AgeMinTP_i \leq a} + \mu'_a \cdot DistanceAgeTP_{i,a} + \eta' \cdot Z_i$$

$$\forall i / 110 \leq TRIM_i^{54ans} \leq 160 \text{ et } i \text{ né en } 1934, 1938 \text{ ou } 1942 \text{ et } Age_i^{fin\text{emploi}} \geq a$$

Ce modèle se distingue du modèle précédent, entre autres, par la sélection de l'échantillon sur lequel est réalisée l'estimation : dans un cas, on retient tous les individus en emploi à 54 ans ; dans le second, on ne retient que les personnes encore en emploi à l'âge  $a$ .

Les trois modèles sont estimés sur une population de personnes encore en emploi salarié au régime général durant l'année de leurs 54 ans. La problématique des sorties d'activité les plus précoces, au sens où la cessation d'emploi a lieu avant 55 ans, est donc en dehors du champ de ces régressions. Ces sorties d'emploi très précoces représentaient cependant un peu plus d'un homme sur 10 et une femme sur trois parmi les personnes nées en France en 1938 (graphique 1).

### **4.3 Résultats**

Le tableau 2 présente les résultats de la régression de l'âge de cessation d'emploi, pour les hommes et les femmes et sous diverses spécifications.

L'âge de cessation d'emploi varie, en moyenne, selon l'âge minimal auquel est atteint la durée requise pour le taux plein, compte tenu de la durée validée à 54 ans et de la législation avant réforme (c'est-à-dire 150 trimestres requis pour pouvoir liquider au taux plein dès 60 ans). Ces indicatrices d'âge minimal captent en particulier des différences entre individus ayant eu des durées de carrières différentes, et notamment des différences liées à l'âge d'entrée sur le marché du travail, et donc l'âge de fin d'étude et la qualification (ces différences sont également partiellement captées par les variables de salaire et de salaire au carré). En moyenne, les personnes à carrière longue, atteignant la durée requise pour le taux plein avant 56 ans, cessent leur emploi plus tôt<sup>10</sup>. Il n'y a en revanche pas de différence sensible pour les personnes atteignant cette durée requise entre 56 et 59 ans. L'âge moyen de cessation d'emploi est ensuite, toutes choses égales par ailleurs, d'autant plus élevé que la durée requise pour le taux plein est atteinte tardivement après 60 ans. Ce résultat est surtout marqué pour les hommes.

Le décalage, du fait de la réforme de 1993, de l'âge minimal auquel est atteinte la durée requise pour le taux plein est associé à un âge plus tardif de cessation d'emploi pour certains sous-groupes d'hommes et de femmes. Le coefficient associé est ainsi positif et statistiquement significatif pour les hommes qui, avant réforme, atteignaient la durée requise pour le taux plein à 54 ans ou entre 57 et 61 ans, ainsi que pour les femmes qui l'atteignaient à 54, 57 ou 60 ans. Ce coefficient est de plus croissant en fonction de l'âge minimal du taux plein jusqu'à 59 ans, puis décroissant ensuite.

La régression est conduite sur des retraités nés en 1934, 1938 et 1942. Pour certains, le décalage de l'âge minimal auquel est atteinte la durée requise pour le taux plein induit par l'allongement de cette durée requise peut donc aller jusqu'à 3 années. A ce stade, les coefficients positifs et statistiquement significatifs associés aux personnes pour lesquelles cet âge minimal est supérieur à 60 ans, ou même égal à 58 ou 59 ans, pourraient donc s'expliquer uniquement avec le mécanisme déjà illustré dans la partie précédente, à savoir le fait que les personnes encore en emploi à 60 ans et à qui il manque, à cet âge, un certain nombre de

---

<sup>10</sup> Rappelons que les coefficients associés aux indicatrices d'âge minimal ne peuvent pas s'interpréter directement comme des âges moyens de cessation d'emploi pour les divers sous-groupes, du fait de la présence des autres variables explicatives. Seules les différences entre sous-groupes peuvent s'interpréter.

trimestres pour le taux plein repoussent généralement leur âge de départ en retraite. Cependant, on observe également un coefficient positif et significatif pour des personnes dont l'âge minimal du taux plein avant réforme est de 54 ou de 57 ans, c'est-à-dire des personnes qui, même avec la législation qui s'appliquera à eux du fait de la réforme, auront de toute façon validé une durée suffisante pour le taux plein avant l'âge minimal d'ouverture des droits de 60 ans. Ces observations seraient donc bien cohérentes avec l'hypothèse d'un impact *indirect*, mais significatif, de la législation des systèmes de retraite sur les cessations d'emploi, même avant 60 ans.

**Tableau 2** : âge moyen de cessation d'emploi, pour les personnes en emploi au régime général à 54 ans

Variable	Spécification (1)		Spécification (2)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Age minimal du taux plein (avant réforme)				
54 ans	59,77 *** (0,23)	60,57 *** (0,52)	59,33 *** (0,27)	59,59 *** (0,67)
55 ans	59,98 *** (0,28)	60,77 *** (0,55)	59,83 *** (0,38)	60,08 *** (0,72)
56 ans	60,54 *** (0,28)	61,32 *** (0,54)	60,35 *** (0,39)	60,60 *** (0,71)
57 ans	60,44 *** (0,30)	61,26 *** (0,57)	60,02 *** (0,40)	60,28 *** (0,74)
58 ans	60,57 *** (0,32)	61,45 *** (0,61)	60,16 *** (0,41)	60,44 *** (0,78)
59 ans	60,49 *** (0,33)	61,42 *** (0,64)	60,70 *** (0,41)	60,99 *** (0,82)
60 ans	61,11 *** (0,36)	62,06 *** (0,67)	60,14 *** (0,42)	60,45 *** (0,84)
61 ans	61,65 *** (0,40)	62,51 *** (0,65)	61,00 *** (0,42)	61,28 *** (0,79)
62 ans	62,48 *** (0,45)	63,36 *** (0,69)	60,89 *** (0,45)	61,17 *** (0,81)
63 ans	62,25 *** (0,50)	63,16 *** (0,73)	60,99 *** (0,44)	61,28 *** (0,84)
64 ans	62,66 *** (0,63)	63,60 *** (0,84)	61,02 *** (0,54)	61,32 *** (0,89)
Né(e) en 1934	0,39 *** (0,14)	0,30 ** (0,15)	0,14 (0,21)	0,12 (0,21)
Né(e) en 1938	0,02 (0,10)	0,04 (0,10)	0,09 (0,15)	0,10 (0,15)
Né(e) en 1942	0,00 ref	0,00 ref	0,00 ref	0,00 ref
Nb années de décalage de l'âge du taux plein du fait de la réforme de 1993 * Age minimal avant réforme				
54 ans	0,16 ** (0,08)	0,18 ** (0,08)	0,36 *** (0,12)	0,37 *** (0,13)
55 ans	0,17 (0,11)	0,18 (0,11)	-0,02 (0,18)	-0,02 (0,18)
56 ans	0,12 (0,12)	0,10 (0,12)	0,01 (0,19)	0,00 (0,19)
57 ans	0,28 ** (0,14)	0,23 * (0,14)	0,49 ** (0,21)	0,48 ** (0,21)
58 ans	0,55 *** (0,16)	0,48 *** (0,16)	0,09 (0,21)	0,07 (0,21)
59 ans	0,73 *** (0,17)	0,64 *** (0,18)	-0,03 (0,22)	-0,05 (0,23)
60 ans	0,55 *** (0,20)	0,44 ** (0,21)	0,58 ** (0,23)	0,55 ** (0,24)
61 ans	0,43 ** (0,21)	0,35 (0,21)	0,28 (0,22)	0,26 (0,23)
62 ans	0,00 (0,29)	-0,11 (0,30)	0,27 (0,26)	0,24 (0,27)
63 ans	0,61 * (0,34)	0,46 (0,35)	0,12 (0,29)	0,07 (0,31)
64 ans	-0,96	-1,23 *	0,39	0,33

	(0,70)	(0,72)	(0,55)	(0,57)
Salaire	-1,51 *** (0,25)	-1,52 *** (0,25)	-0,80 ** (0,32)	-0,81 ** (0,32)
Salaire^2	0,44 *** (0,08)	0,45 *** (0,08)	0,27 ** (0,12)	0,28 ** (0,12)
Taux de chômage l'année où est atteinte la durée requise pour le taux plein		-0,08 * (0,05)		-0,03 (0,06)
R2	0,07	0,07	0,05	0,05
Nombre d'observations	8 489	8 489	4 191	4 191

Source : Drees, EIR 2004, EIC 2005, fichiers provisoires de l'EIR 2008; calculs : auteur

Champ : personnes en emploi au régime général au cours de l'année de leurs 54 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant validé entre 110 et 160 trimestres à la fin de l'année de leurs 54 ans

La mise en lumière de cet impact indirect est également confortée par les tableaux 3 et 4, qui présentent les résultats des régressions de la probabilité d'être en emploi et de sortir de l'emploi à chaque âge entre 55 et 60 ans. Les tableaux représentent uniquement les coefficients associés à l'impact indirect de la durée requise pour le taux plein : variable de distance au taux plein (ou, à proprement parler, de distance à l'âge minimal auquel l'individu pourra liquider à taux plein, compte tenu du fait que l'âge minimal de liquidation est de 60 ans et que tout le monde obtient le taux plein à l'âge de 65 ans) et indicatrice valant 1 lorsqu'une durée suffisante pour le taux plein est validée avant le début de l'année. D'autres variables explicatives (indicateurs d'âge minimal du taux plein avant la réforme, indicatrice de génération, salaire à 54 ans et salaire au carré) ont été utilisées dans les régressions mais, par souci de lisibilité, les coefficients associés n'ont pas été présentés dans les tableaux. Chaque régression est par ailleurs présentée pour deux spécifications (modèle de probabilité linéaire et modèle logit) et pour les hommes et les femmes séparément. Pour les hommes, la probabilité d'être en emploi à 59 ans et à 60 ans est significativement plus faible (de 6 et 15 points de pourcentage respectivement) lorsque la durée requise pour le taux plein est déjà validée avant cet âge (tableau 3). Corrélativement, la probabilité de sortir de l'emploi est significativement plus forte au cours de l'année des 58 ans et de celle des 59 ans (tableau 4). Le premier mécanisme décrit dans la sous-partie 4.1 (plus ou moins grande attractivité des dispositifs de préretraite « maison » en fonction de la durée déjà validée) pourrait donc bien jouer, mais surtout pour les hommes et surtout pour expliquer des sorties d'emploi peu de temps avant l'âge de 60 ans (c'est-à-dire entre 58 et 60 ans).

Avant l'âge de 58 ans, les coefficients associés au fait d'avoir validé une durée suffisante pour le taux plein sont toujours (pour les hommes) de signe négatif pour la probabilité d'être en emploi et positif pour la probabilité de sortir de l'emploi, mais ils ne sont jamais significatifs (sauf pour la probabilité de sortir de l'emploi pour les hommes durant l'année des 56 ans, où le coefficient est significatif au seuil de 10 %). Cela pourrait signifier soit que l'impact indirect lié au fait d'avoir validé une durée requise pour le taux plein est nul avant l'âge de 58 ans, soit qu'il y est beaucoup plus tenu qu'après cet âge, ce qui fait qu'il n'est pas possible de le mettre en lumière de manière statistiquement significative vu la taille des données disponibles ici pour conduire les régressions.

Notons par ailleurs que le fait que les résultats apparaissent plus nettement pour les hommes que pour les femmes est cohérent avec l'observation, faite à partir du graphique 1, de sorties directes entre 55 et 59 ans de l'emploi vers l'inactivité totale plus nombreuses pour les hommes que pour les femmes.

**Tableau 3** : Régression de la probabilité d'être en emploi à chaque âge, pour les personnes qui étaient en emploi au régime général à 54 ans – coefficients associés à l'âge du taux plein

Coefficient associé à ...		Probabilité d'être en emploi au cours de l'année des ...						
		56 ans	57 ans	58 ans	59 ans	60 ans		
Hommes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,02 (0,02)	0,05 (0,02)	***	0,05 (0,02)	***
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,06 (0,03)	**	-0,15 (0,03)	***
Hommes, modèle logit	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,04 (0,18)	0,08 (0,12)	0,17 * (0,09)	0,25 (0,09)	***	0,25 (0,08)	***
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	-0,17 (0,17)	-0,11 (0,13)	-0,14 (0,12)	-0,25 (0,13)	**	-0,67 (0,14)	***
Femmes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)	0,01 (0,02)		-0,01 (0,02)	
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	-0,02 (0,02)	0,01 (0,03)	0,00 (0,03)	-0,08 (0,04)	**	0,01 (0,04)	
Femmes, modèle logit	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,06 (0,16)	0,05 (0,12)	-0,02 (0,10)	0,06 (0,09)		-0,06 (0,08)	
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	-0,39 (0,27)	0,05 (0,22)	-0,01 (0,19)	-0,43 (0,18)	**	0,04 (0,18)	

Source : Drees, EIR 2004, EIC 2005, fichiers provisoires de l'EIR 2008; calculs : auteur

Champ : personnes en emploi au régime général au cours de l'année de leurs 54 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant validé entre 110 et 160 trimestres à la fin de l'année de leurs 54 ans

Note : les autres variables explicatives introduites dans la régression ne sont pas indiquées ici (indicatrices d'âge minimal du taux plein avant la réforme, indicatrice de génération, salaire et salaire au carré)

Par ailleurs, pour les hommes, la distance à l'âge minimal pour liquider à taux plein est associée à une probabilité plus forte d'être en emploi à partir de 59 ans et une probabilité plus faible de sortir de l'emploi après 57 ans. Les deux mécanismes évoqués au 4.1 semblent donc jouer de manière concomitante, puisque les coefficients des deux variables captant l'un et l'autre des mécanismes sont chacun statistiquement significatifs.

En termes quantitatifs, la probabilité d'être en emploi à 59 ou 60 ans serait de 5 points supérieure par année de distance au taux plein : par exemple, un homme qui ne pourra liquider au taux plein qu'à 62 ans aura une probabilité d'être en emploi à 59 ans de 5 points plus élevée en moyenne qu'un homme qui pourra liquider à 61 ans, et de 10 points plus élevée qu'un homme qui pourra liquider dès 60 ans.

Cet effet n'apparaît cependant de manière significative que pour les hommes : aucun des coefficients n'est statistiquement significatif en ce qui concerne les femmes.

**Tableau 4** : Régression de la probabilité de cessation d'emploi à chaque âge (pour les personnes en emploi au régime général) – coefficients associés à l'âge du taux plein

Coefficient associé à ...		Probabilité de cessation d'emploi au cours de l'année des ...							
		55 ans	56 ans	57 ans	58 ans	59 ans			
Hommes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,03 (0,01)	** (0,02)	-0,04 (0,02)	** (0,02)	-0,03 (0,02)	* (0,02)
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	0,01 (0,01)	0,02 (0,01)	* (0,02)	0,02 (0,02)	0,07 (0,03)	*** (0,03)	0,09 (0,03)	*** (0,03)
Hommes, modèle logit	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,12 (0,19)	-0,15 (0,17)	-0,28 (0,13)	** (0,15)	-0,30 (0,15)	** (0,15)	-0,23 (0,15)	
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	0,16 (0,18)	0,32 (0,17)	* (0,18)	0,20 (0,18)	0,47 (0,20)	** (0,20)	0,87 (0,27)	*** (0,27)
Femmes, modèle de probabilité linéaire	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)		-0,02 (0,01)		0,02 (0,02)	
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	0,01 (0,01)	0,00 (0,02)	0,01 (0,02)		0,09 (0,03)	*** (0,03)	0,03 (0,03)	
Femmes, modèle logit	Distance à l'âge minimal auquel le salarié pourra liquider au taux plein	-0,08 (0,18)	-0,11 (0,16)	0,12 (0,15)		-0,13 (0,16)		0,26 (0,15)	* (0,15)
	Indicatrice de durée requise pour le taux plein atteinte avant l'année précédente	0,18 (0,28)	-0,02 (0,30)	0,16 (0,30)		0,92 (0,31)	*** (0,31)	0,38 (0,32)	

Source : Drees, EIR 2004, EIC 2005, fichiers provisoires de l'EIR 2008; calculs : auteur

Champ : personnes en emploi au régime général au cours de l'année de leurs 54 ans, nées en 1934, 1938 ou 1942, ayant validé entre 110 et 160 trimestres à la fin de l'année de leurs 54 ans

Note : les autres variables explicatives introduites dans la régression ne sont pas indiquées ici (indicatrices d'âge minimal du taux plein avant la réforme, indicatrice de génération, salaire et salaire au carré)

#### **4) Conclusion**

Les diverses estimations réalisées dans cette étude s'inscrivent dans un ensemble plus large d'analyses portant sur l'impact des réformes des retraites de 1993 et 2003 sur les âges de liquidation des droits à la retraite et de cessation d'emploi. L'attention a ici été portée sur les salariés du secteur privé. Les résultats approfondissent des travaux précédents d'Antoine Bozio selon deux dimensions : d'une part, la mesure des durées validées, afin d'éviter d'éventuels biais liés à des erreurs de mesure ; d'autre part l'analyse des cessations d'emploi après 55 ans, et pas seulement après 60 ans, afin d'établir des résultats plus généraux que ceux établis sur la minorité de personnes encore en emploi après 60 ans.

L'impact des « réformes » analysé ici recouvre en réalité essentiellement l'impact de la durée requise pour le taux plein prévu par la réforme de 1993. Les résultats ne sont en revanche pas conclusifs sur d'autres composantes des réformes, comme la modification des barèmes de la décote et de la surcote prévue par la loi de 2003. Pour ces dernières, le recul temporel est encore insuffisant et le cadre économétrique utilisé ici, qui se fonde sur un modèle sous-jacent de comportements de « recherche du taux plein », ne serait pas le plus adapté. L'analyse de ces problématiques est donc laissée à des études ultérieures.

Au final, plusieurs résultats sont à retenir des estimations réalisées dans cette étude :

- l'élasticité de la durée validée après 60 ans à la durée manquante pour obtenir le taux plein, à cet âge de 60 ans et due à la réforme de 1993, serait de l'ordre de 0,7 pour les hommes et de 0,6 pour les femmes ; l'élasticité estimée pour ces dernières serait beaucoup plus proche de celle des hommes que ce qui semblait ressortir des résultats de Bozio (2009) : la différence semble pouvoir s'expliquer par l'existence d'erreurs de mesure dans les données utilisées par ce dernier ;
- pour les hommes, l'élasticité au nombre de trimestres manquants pour le taux plein semble identique, que ces trimestres soient manquants du fait des réformes ou du fait de la législation avant réforme ; il n'y aurait donc pas eu de modification des comportements à proprement parler, mais plutôt d'une modification de la structure des incitations ; il semble en revanche plus difficile de conclure de la même manière pour les femmes ;
- la situation individuelle des salariés vis-à-vis de la durée requise pour le taux plein semble bien avoir un impact indirect sur la probabilité d'être en emploi avant 60 ans, même si cet impact ne jouerait significativement que sur les dernières années avant cet âge : la probabilité d'être en emploi à 59 ans ou après, de même que la probabilité de sortir de l'emploi lors de l'année des 58 ans ou des suivantes, est significativement plus faible (resp. plus élevée) pour les personnes qui ont déjà validé une durée suffisante pour pouvoir liquider au taux plein dès l'âge de 60 ans ; parmi celles qui n'ont pas validé une telle durée, la probabilité d'être en emploi est d'autant plus forte (et la probabilité de sortir de l'emploi d'autant plus faible) que la distance à l'âge minimal auquel la personne pourra liquider au taux plein est grande ;
- à ce stade, il est difficile d'être conclusif sur le ou les mécanismes par lesquels cet impact a lieu ; deux mécanismes semblent pouvoir jouer, de manière concomitante : un effet d'offre de travail, lié au fait que la validation ou non d'une durée suffisante pour le taux plein pourrait inciter les salariés à accepter plus ou moins facilement des dispositifs de sortie d'activité ne permettant pas de valider de trimestres (ce qui pourrait être le cas de certaines préretraites maisons) ; un effet « d'horizon d'activité », jouant sur l'offre ou la demande de travail, tel que présenté dans les travaux de Hairault et al. (2006, 2009).

## **5) Bibliographie**

Bozio A., 2006, *Réforme des retraites : estimations sur données françaises*, Thèse de doctorat, EHESS Paris.

Bozio A., 2008, "How Elastic is the Response of the Retirement-Age Labor Supply ? Evidence from the 1993 French Pension Reform", in G. de Menil, P. Pestieau et R. Fenger, eds, 'Pension strategies in Europe and the United States', MIT press, pp. 37-85.

Bozio A., 2009, « Évaluation de la réforme des retraites de 1993 : nouvelles estimations à partir des données de l'EIR et de l'EIC », Document de travail de la Drees – série Etudes & recherche n°91

Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2006, « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Economie et Statistique* n°397

Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2009, « Le faible taux d'emploi des seniors : distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ? », *Revue de l'OFCE*, n°109, pp.63-84



## Annexe 1 : Les données utilisées

Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'appariement des échantillons inter-régimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC), produits par la Drees. Ces données regroupent, pour chaque personne des échantillons, des informations sur les pensions perçues, les conditions de liquidation et les durées validées (variables issues de l'EIR) ainsi que sur les revenus d'activité annuels et le nombre de trimestres validés au cours de chaque année de la carrière (variables issues de l'EIC), et cela dans chacun de la quasi-totalité des régimes de retraites obligatoires de base et complémentaires.

Les individus retenus pour l'étude sont des personnes nées entre le 1<sup>er</sup> et le 10 octobre des années 1934, 1938 et, pour la dernière partie de l'étude uniquement, 1942. Les deux vagues de l'EIR de 2001 (portant sur la situation en fin d'année 2000) et 2004, ainsi que les deux vagues de l'EIC de 2001 et 2005 sont utilisées, afin que les personnes de chaque génération soient observées au même âge (personnes vivants à l'âge de 67 ans). L'utilisation de l'EIR 2001 et de l'EIC 2001 permet en effet de récupérer les personnes nées en 1934 et qui serait décédées entre 2000 et 2005, c'est-à-dire entre les âges de 66 et 71 ans.

Pour la dernière partie de l'étude, on s'intéresse également à la génération née en 1942, qui a donc 63 ans en 2005. Cette génération n'est donc pas entièrement partie en retraite à cette date : pour récupérer les informations pour celles qui partiraient en retraite à un âge plus tardif, on utilise un fichier provisoire de données de la Cnav collecté dans le cadre de la constitution de l'EIR 2008, actuellement en cours de production à la DREES. Notons que cette dernière partie de l'étude se restreint aux seuls salariés du régime général, alors que la première partie portait sur la quasi-totalité des salariés du secteur privé (régime général et MSA salariés).

Les durées validées à l'âge de 60 ans sont calculées comme la différence entre la durée validée tous régimes, renseignée dans l'EIR par les régimes de retraites, et la durée validée après 60 ans, calculée à partir des données de l'EIC, qui donne le nombre de trimestres validés chaque année dans chaque régime par chaque personne. Cette durée validée après 60 ans est calculée en prenant bien en compte le fait que le nombre de trimestres validés lors de l'année de liquidation est majoré par le nombre réel de trimestres civils avant la date de liquidation, et que les trimestres d'emploi après la date de liquidation (dans le cadre d'un cumul emploi retraite) ne donnent pas lieu à validation de droits supplémentaires à la retraite.

Pour les polypensionnés, qui peuvent éventuellement liquider leurs droits à la retraite dans les différents régimes auxquels ils sont affiliés à des âges distincts, l'âge de liquidation retenu est l'âge de la première liquidation.

Le salaire est calculé comme la somme des revenus annuels d'activité plafonnés durant l'année des 59 ans (resp. des 54 ans pour la dernière partie de l'étude) au régime général et à la MSA salariés.