

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 09 juillet 2010 - 9 h 30

« Effets des réformes récentes sur les comportements de départ à la retraite »

Document N°13

<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

**Une évaluation de l'impact de la réforme de 2003 sur le départ en retraite
des enseignants du second degré public**

Manuella Baraton, Magali Beffy et Denis Fougère

Juin 2010

Une évaluation de l'impact de la réforme de 2003 sur le départ en retraite des enseignants du second degré public

Manuella Baraton^{*}, Magali Befly^{**} et Denis Fougère^{***}

Ne pas citer

Version provisoire

* DREES. E-mail : manuella.baron@sante.gouv.fr

** Insee-Crest. E-mail : magali.poncon@polytechnique.org

*** Crest. E-mail : denis.fougere@ensae.fr

Nous remercions pour leurs conseils et remarques avisés Cédric Afsa, Patrick Aubert, Didier Blanchet, Sandra Cavaco, Michel Lemaître, Sabrina Perronnet, Fabienne Rosenwald, Emmanuelle Walraet, les participants du séminaire D3E (INSEE). Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

Introduction

Dans le contexte d'une nouvelle réforme des régimes de retraites, il est essentiel d'évaluer l'impact des précédentes réformes. Celle de 1993 a fait l'objet de quelques évaluations, parmi lesquelles celles réalisées par Bozio (2006, 2008, 2009) et Aubert (2009). La réforme de 2003, contrairement à celle de 1993, a concerné tout à la fois le secteur privé et la fonction publique. Pour les salariés du secteur public, elle a modifié plusieurs aspects importants du régime antérieur : tout d'abord l'allongement de la durée requise pour un départ sans décote ; ensuite l'allongement de la durée de proratisation, et enfin l'instauration d'une surcote dès 2004 et d'une décote à partir de 2006.

A ce jour, il est possible d'évaluer partiellement l'effet de la réforme de 2003. Cette évaluation ne peut être en effet que partielle, car, en raison des méthodes d'évaluation utilisées, il est nécessaire d'attendre qu'au moins une génération touchée par la réforme soit entièrement partie en retraite avant de tirer des conclusions pour chacune des modifications introduites. A notre connaissance, aucune étude empirique relative à l'impact de la réforme de 2003 n'a été conduite, en particulier pour les salariés du secteur public. Notre article essaie donc d'apporter quelques éléments de réponse, en fournissant une première évaluation de cette réforme sur le comportement de départ en retraite des enseignants du second degré public.

Pour le statisticien, cette catégorie de fonctionnaires est particulièrement intéressante, car son effectif est très important : les enseignants du second degré constituent en effet la population la plus nombreuse des personnels des ministères de l'Éducation Nationale et de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche. Ces derniers représentent eux-mêmes près des deux tiers du total des effectifs des ministères civils, soit environ 1,11 million d'agents. En outre, nous avons la chance de disposer de données rares et complètes sur l'ensemble des fonctionnaires titulaires relevant soit de l'Éducation Nationale soit de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche.

Après avoir décrit le comportement de départ en retraite des enseignants du second degré appartenant aux générations nées entre 1940 et 1946, nous essayons de répondre à deux questions : d'une part, est-ce que la réforme a modifié la distribution de la probabilité de départ après 60 ans des enseignants du second degré, toujours actifs à 60 ans ? Pour y répondre, nous utilisons une méthode dite de « régression par discontinuité » qui nous permet de comparer la probabilité de partir entre 60 et 61 ans des individus touchés par la réforme à celle des individus qui ne le sont pas. D'autre part, nous étudions le comportement de différentes générations d'enseignants du second degré public face au taux plein. Pour les générations nées entre 1940 et 1946, nous estimons la probabilité de départ entre 60 et 61 ans lorsque les individus n'ont pas la durée nécessaire au taux plein et lorsqu'ils l'ont. Cette estimation étant menée génération par génération, nous pouvons analyser si l'effet de distance au taux plein s'est modifié pour les générations touchées par la réforme.

Peu d'études à ce jour

Les travaux ayant examiné les effets des réformes des retraites de 1993 et de 2003 sont peu nombreux. Ceux qui existent ont été surtout consacrés à la réforme de 1993, et plus précisément à la mesure de l'élasticité de l'âge de liquidation au nombre de trimestres manquants afin d'obtenir le taux plein du fait de la réforme. Dans les travaux qu'il a conduits à partir de différentes sources statistiques (Caisse nationale d'assurance vieillesse, Echantillon Inter-régimes de Retraités 2001, 2004, et Echantillon Inter-régimes de Cotisants 2001), Bozio (2006, 2008, 2009) a mesuré cette élasticité pour les générations nées entre 1936 et 1938, déjà parties en retraite au moment de l'observation statistique. Aubert (2009) a examiné les

modifications de carrière survenant avant 60 ans. Il estime ainsi, en plus de la modification de l'élasticité de l'âge de liquidation au nombre de trimestres manquants pour accéder au taux plein, celle de l'âge de cessation d'activité. Enfin, une évaluation des premiers effets de la surcote sur les comportements de départ en retraite a été réalisée par S. Benallah (2010) : elle mesure l'impact de la création de la surcote sur l'âge de liquidation des droits à la retraite et sur l'emploi après 60 ans.

Notre étude diffère, dans l'esprit et par la méthode, des précédentes. Les données que nous utilisons fournissent en effet des informations à la fois sur les personnes parties en retraite et sur celles qui ne sont pas encore parties.

La réforme des retraites de 2003 dans la fonction publique

En ce qui concerne les régimes de la fonction publique, la loi du 21 août 2003 poursuit deux objectifs, l'un principal, l'autre secondaire : le premier est de rapprocher les régimes de retraite des fonctionnaires de celui des salariés du régime général pour lesquels 160 trimestres sont nécessaires depuis 1993 pour bénéficier d'une pension à taux plein. Il en est donc de même pour les fonctionnaires depuis 2008, et un système de décote et surcote a été introduit pour les salariés des deux secteurs. Le second objectif est d'intégrer le principe communautaire d'égalité de rémunération entre les hommes et les femmes : désormais, tout fonctionnaire justifiant de 15 années de services peut obtenir une pension, quel que soit son âge, s'il est *père* ou *mère* de trois enfants, et s'il a interrompu son activité pour élever chaque enfant. Avant la réforme, seules les mères de trois enfants pouvaient en bénéficier.

La réforme de 2003 pour la fonction publique consiste en trois grandes mesures (pour plus de détails, cf. encadré 1). La première modifie le calcul de la pension en intégrant à la fois la durée d'assurance tous régimes et la durée de services ; la deuxième mesure, liée à la précédente, introduit les notions de décote¹ et de surcote², nouveautés pour la fonction publique ; enfin, la dernière consiste en l'augmentation de la durée de cotisation requise pour, d'une part, annuler la décote, et, d'autre part, obtenir un coefficient de proratisation unitaire (tableau 1). D'autres éléments sont introduits comme l'*année d'ouverture des droits* qui correspond à l'âge où un individu a le droit de partir en retraite, comme la prise en compte de nouvelles périodes assimilées (c'est-à-dire de périodes prises en compte gratuitement dans la durée de services).

L'annulation de la décote, comme l'obtention d'une surcote, reposent sur la *durée d'assurance tous régimes*. Celle-ci correspond au total de la durée de services et bonifications, et des durées d'assurance dans les autres régimes de retraite de base obligatoires. Avant la réforme, n'existaient ni décote ni surcote, et 150 trimestres étaient nécessaires pour obtenir un taux de pension de 75 %. Depuis 2003, cette durée a augmenté de deux trimestres par an jusqu'en 2008, et d'un trimestre par an à compter de 2009. La surcote a été instaurée dès 2004, et la décote à partir de 2006.

Le calcul de la pension fait intervenir de surcroît la notion de durée de services (y compris les bonifications), i.e. les trimestres acquis dans la fonction publique en qualité de titulaire ou de stagiaire. Contrairement à la durée d'assurance tous régimes, elle prend en compte la quotité

¹ Réduction définitive appliquée au montant de la pension d'un assuré qui choisit de partir en retraite avant d'avoir atteint la durée de cotisation nécessaire (ou l'âge requis) pour bénéficier d'une pension de retraite à taux plein. Pour les fonctionnaires, la décote atteindra 5 % l'an en 2015 pour chaque année manquante et sera plafonnée à 5 ans.

² Majoration appliquée au montant de la future pension d'un assuré âgé de 60 ans au moins et qui choisit de continuer à travailler, alors qu'il a atteint la durée d'assurance nécessaire pour bénéficier d'une retraite à taux plein. Pour les fonctionnaires, le taux de la surcote est de 3 % par année de travail supplémentaire.

de travail : une année travaillée à mi-temps compte pour deux trimestres dans la durée de services, mais pour une année pleine dans la durée d'assurance tous régimes. Le coefficient de proratisation est défini comme le rapport entre la durée de services (y compris bonifications) et la durée dite de taux plein, i.e. celle qui annule la décote. La pension est calculée depuis 2003 selon la règle suivante :

$$P = \tau \times Ind \times Val \times \min \left\{ 1, \frac{\text{duréeFP}}{\text{duréeTP}} \right\}$$

avec $\tau = 0,75 \times (1 - \text{décote} + \text{surcote})$. Dans cette expression, *Ind* désigne l'indice de fin de carrière du fonctionnaire obtenu depuis au moins 6 mois, *Val* est la valeur en euros du point d'indice l'année de la liquidation, *duréeFP* représente la durée de services (y compris bonifications éventuelles), et *duréeTP* la durée nécessaire à l'obtention du taux plein ou à l'annulation de la décote (par exemple, 39 ans en 2006, et 40 ans en 2008). C'est la durée d'assurance tous régimes qui intervient dans le calcul des éventuelles décote ou surcote, et non la durée de services.

Les données

Les données que nous utilisons sont extraites de deux sources statistiques gérées par le service des pensions du ministère de l'Education Nationale et du ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche : le fichier des bénéficiaires d'une pension civile des deux ministères, et le fichier des Dossiers d'examen des droits à pension (*DEDP*³).

La première base recense l'ensemble des fonctionnaires titulaires de l'Éducation nationale, ayant droit à pension, quel que soit leur motif de radiation, et dont le dernier emploi relève d'un des deux ministères. Elle regroupe tous les fonctionnaires ayant liquidé leur retraite entre 1998 et 2007, soit environ 30 000 individus par an, dont 14 000 enseignants du second degré. Cette base comporte par ailleurs des informations sociodémographiques, comme le sexe, la date de naissance, le nombre d'enfants et leur date de naissance, la situation matrimoniale, le corps d'enseignement, ainsi que des variables relatives au calcul de la pension : la date d'ouverture des droits, la durée de services, la durée d'assurance tous régimes, les bonifications, le nombre de trimestres de décote ou de surcote, etc.

La seconde base est constituée à partir des dossiers d'examen des droits à pension (*DEDP*⁴) qui sont communiqués au fonctionnaire à 58 ans (pour les sédentaires) ou 53 ans (pour les actifs), soit 2 ans avant la date d'ouverture des droits. Elle comprend toutes les données individuelles disponibles dans ces dossiers pour les individus nés entre 1940 et 1950, soit entre 8 000 et 37 000 individus par génération, dont environ 12 000 enseignants du second degré par an. Nous disposons donc pour cette étude de variables sociodémographiques, et de variables relatives au calcul de la pension *future*, ces dernières (durée de services, durée d'assurance tous régimes...) étant calculées à la date de constitution du dossier et non au moment de la liquidation.

Cette source permet de disposer d'informations sur les individus n'ayant pas encore liquidé leur pension et ne faisant pas partie du fichier des bénéficiaires d'une pension. Elle n'est pas exhaustive à ce jour, mais elle est de mieux en mieux renseignée. La loi du 21 août 2003 sur la réforme des retraites prévoit en effet dans son article 76 la mise en œuvre du droit à

³ Lorsqu'un fonctionnaire remplit les conditions pour bénéficier d'une pension civile, il est nécessaire, qu'un dossier de pension (*DEDP*) soit d'abord constitué par le service gestionnaire (rectorat, inspection d'académie, université...), puis transmis au Service des Retraites de l'État à La Baule (pour détermination des droits), et enfin contrôlé et approuvé par le Service des Retraites de l'État du Ministère du Budget, des Comptes Publics et de la Fonction Publique à Nantes (pour budgétisation et édition du titre de pension).

⁴ On parle d'EIG, estimations indicatives globales, à partir de 2007.

l'information sur leur retraite pour l'ensemble des assurés, ce qui implique un meilleur taux de remplissage des relevés de carrière.

À partir de ces deux sources une base de données originale a été créée par appariement, et mise en cohérence, afin de disposer du maximum d'informations sur la fin de carrière des enseignants du second degré. Bien que très riche, cette base a quelques limites : elle ne contient pas d'informations sur certaines variables pertinentes dans la décision de départ à la retraite, telles que l'état de santé, la satisfaction au travail, ou la situation du conjoint⁵.

Par ailleurs, la durée de services ainsi que la durée d'assurance tous régimes, variables essentielles dans la problématique des retraites, sont disponibles soit à la liquidation dans le fichier des radiés, soit à 58 ans dans les dossiers d'examen des droits à pension. Les variables pertinentes utilisées dans cette étude sont en revanche la durée de services et la durée d'assurance tous régimes à 60 ans. Pour les estimer, nous avons fait l'hypothèse que les trimestres entre 60 ans et l'âge de liquidation, ou que les trimestres entre l'examen des droits à pension et 60 ans, ont donné lieu à validation. Cette méthode d'imputation paraît justifiée dans le secteur public où liquidation et cessation d'activité coïncident souvent, contrairement à ce que l'on observe dans le secteur privé.

Ces données incluent l'ensemble des individus qui ont liquidé une pension de l'Education Nationale. Elles peuvent donc mélanger des polypensionnés et des monopensionnés, comme dans les données administratives de la CNAV utilisées par Bozio (2006, 2008). Certaines personnes ne pourraient donc être que marginalement touchées par la réforme de 2003 propre à la fonction publique, mais d'autres, comme les monopensionnés ou les polypensionnés finissant leur carrière dans la fonction publique, seront probablement plus « sensibles » aux règles du secteur public. Toutefois, contrairement au régime général, une personne ne peut percevoir une pension de la fonction publique que si elle a validé 15 années de services (indépendamment de la quotité travaillée) : donc, même si leurs ordres de grandeur diffèrent, la réforme de 2003 devrait avoir un effet à la fois sur les polypensionnés et sur les monopensionnés.

En raison de la forte variabilité des âges de départ à la retraite des personnels de l'Éducation Nationale (les instituteurs peuvent partir en retraite dès 55 ans par exemple, alors que les personnels de l'enseignement supérieur partent parfois au-delà de 65 ans), la suite de l'étude est restreinte aux enseignants du second degré et assimilés⁶ nés entre 1940 et 1946, qui constituent une population nombreuse et homogène. Les générations nées en 1947 et après ne sont pas prises en compte car nous ne retrouvons pas l'ensemble de ces générations dans les deux fichiers considérés, contrairement aux autres générations.

Une nette augmentation de l'âge moyen de départ depuis 2006

Entre 2000 et 2007, 14 700 enseignants du second degré public sont partis en retraite chaque année en moyenne. En 2003, comme en 2002, ces départs augmentent de plus de 20 %. Ces pics de départ pourraient s'expliquer par l'annonce de la réforme des retraites du 21 août 2003 : 2003 marque l'annonce de la réforme, avec peut-être un départ anticipé des parents de trois enfants. Les personnels féminins partant en retraite au motif qu'elles sont mères de trois enfants, représentent en effet, de 2003 à 2005, entre 12,5 et 15 % des départs, alors qu'elles n'en représentaient que 10 % de 2000 à 2002, et moins de 8 % après 2006.

⁵ Selon Sédillot et Walraet (2002), les dates de départ des conjoints à la retraite sont interdépendantes.

⁶ Les assimilés sont les conseillers principaux d'éducation et les conseillers d'orientation psychologiques. Ils représentent selon l'année considérée entre 2,5% et 4% du total des enseignants du second degré et assimilés.

L'âge moyen de départ en retraite des enseignants du second degré est passé de 59,2 ans en 2000 à 60,2 ans en 2007, avec une relative stabilité entre 2000 et 2005. L'augmentation est donc nette depuis 2006 (cf. figure 1). En moyenne, au cours de cette période, les femmes partent un peu moins d'un an plus tôt que les hommes, mais cet écart se resserre depuis 2006 : en 2007, la durée séparant l'âge moyen de départ des hommes de celui des femmes n'est plus que de 5 mois environ. Cet âge moyen de départ augmente de 0,7 an entre 2000 et 2007 pour les hommes, et de 1,2 an pour les femmes. Cette augmentation est concomitante à celle du nombre de trimestres nécessaires à l'obtention d'une pension à taux plein, qui est passé de 150 trimestres avant 2004 à 160 trimestres en 2008. Il est désormais nécessaire de travailler plus longtemps pour obtenir une pension à taux plein. Cette augmentation ne peut être directement attribuée à la réforme de 2003, mais mérite d'être souligné.

La réforme a par ailleurs introduit la surcote à compter de 2004, et la décote à partir de 2006. L'application de l'une ou de l'autre dépend de la durée d'assurance tous régimes de l'individu, de son âge de départ pour la surcote et de son année d'ouverture des droits pour la décote (cf. encadré 1). Si cette durée n'est pas suffisamment longue, et si l'individu n'a pas atteint un âge seuil, il subira une décote. Si en revanche, l'individu travaille au-delà de 60 ans et justifie d'une durée d'assurance tous régimes supérieure à la durée nécessaire au taux plein, il bénéficiera d'une surcote⁷, i.e. d'une majoration de sa pension. La proportion d'enseignants du second degré qui en bénéficient a progressé régulièrement de 2004 à 2007, d'un quart des liquidants en 2004 à plus de la moitié en 2007. Toutefois, le nombre de trimestres de surcote est resté modéré, passant de 2 trimestres en 2004 à 3,4 trimestres en 2007. Hommes et femmes bénéficient à peu près aussi souvent d'une surcote (en 2007, 54,7 % des enseignants du second degré en bénéficiaient contre 52,4 % des enseignantes du second degré), et d'un nombre de trimestres correspondant proche : 3,7 trimestres pour les hommes contre 3,2 trimestres pour les femmes. Quant à la décote, elle concernait 16 % des enseignants du second degré l'année de son introduction, et 20 % en 2007 (avec respectivement 3,1 trimestres et 4,4 trimestres de décote pour ces deux années).

Dans la suite de cette étude, nous ne prenons en compte que les enseignants du second degré public en excluant les assimilés. Ces enseignants font partie des catégories sédentaires de la fonction publique et par conséquent peuvent liquider leur pension à partir de 60 ans⁸. Pour chacune des générations nées entre 1940 et 1946, l'âge modal de départ en retraite se situe à 60 ans (cf. figures 2 et 3). Toutefois il faut garder à l'esprit que, pour les générations les plus jeunes, les âges de départ en retraite ne sont pas complètement observés, puisque ces générations ne sont pas intégralement parties en retraite à la date de fin d'observation, soit le 31 décembre 2007⁹. Les distributions d'âge de départ à la retraite présentées sur les figures 2 et 3 sont donc censurées : pour les individus présents dans les DEDP, mais pas dans le fichier des radiés, un point de masse a été ajouté à 61 ans pour ceux de la génération 1946, à 62 ans pour ceux de la génération 1945, et à 63 ans pour ceux de la génération 1944. Ceci ne modifie pas le résultat principal, à savoir que la plupart des départs en retraite se font entre 60 et 61 ans, avec un pic de départ à 60 ans. Mais la proportion d'une génération donnée partant entre 60 et 61 ans diminue fortement au sein des générations nées entre 1940 et 1946. Pour chacune des générations nées entre 1940 et 1943, plus de 75 % des individus sont partis dans cette tranche d'âge. À compter de la génération née en 1944, cette proportion diminue, et seuls

⁷ Jusqu'au 31 décembre 2008, un jour de surcote est suffisant pour bénéficier d'un trimestre entier de surcote. En revanche, à partir du 1^{er} janvier 2009, 90 jours sont nécessaires.

⁸ Quelques cas particuliers, comme les parents de trois enfants ou les invalides, peuvent partir à la retraite avant 60 ans.

⁹ Parmi les personnes toujours actives à 60 ans, 5,4 % de la génération 1944, 8,9 % de la génération 1945 et 16 % de la génération 1946 sont non-radiés au 31.12.2007.

61,2 % des individus de la génération nés en 1946 ont liquidé leur retraite entre 60 et 61 ans strictement.

Afin de ne pas considérer les quelques cas particuliers des départs avant 60 ans, nous ne considérons par la suite que les enseignants du second degré toujours actifs à 60 ans. Cette restriction de champ permet de ne pas tenir compte des départs précoces pour raison particulière (invalidité, parent de trois enfants, etc.).

Par la suite, la durée retenue pour définir le taux plein est la durée de services (y compris bonifications). Le calcul de la pension fait intervenir la durée de services et la durée d'assurance tous régimes : la première est utilisée pour calculer le coefficient de proratisation, et la seconde pour évaluer une éventuelle décote ou surcote. Le taux de 75 % ne sera atteint que si deux conditions sont remplies (la condition reposant sur la limite d'âge n'est pas considérée ici) : une durée de services supérieure ou égale à la durée légale, et une durée d'assurance tous régimes supérieure ou égale à cette même durée légale. De ce fait, quelle durée retenir ? Nous avons choisi de retenir la durée de services à 60 ans : en effet, comme nous le décrivons dans l'encadré 2, la réforme semble avoir modifié le comportement de déclaration des durées hors fonction publique, et donc de la durée d'assurance tous régimes. Nous ferons donc l'approximation suivante : une personne sera dite au taux plein si sa durée de services (y compris bonifications) est supérieure à la durée légale, qui est aussi la durée nécessaire à l'annulation de la décote.

Quelles personnes sont touchées par la réforme ?

Nous reprenons ici la méthodologie utilisée par Bozio (2008) afin de décrire les individus touchés par la réforme de 2003. Les individus concernés sont ceux dont l'année d'ouverture des droits est postérieure à 2004 : parmi ceux-ci, certains ont un nombre suffisant de trimestres à 60 ans, malgré l'augmentation de la durée nécessaire à l'obtention du taux plein, d'autres en revanche n'en ont pas assez du fait de cette augmentation. Un autre cas existe : ceux qui peuvent bénéficier de la surcote du fait de la réforme. Le tableau 2 décrit l'ensemble des situations possibles avec des durées de service évaluées à l'âge de 60 ans.

D'après le tableau 2, à 60 ans, les personnes ne bénéficiant plus du taux plein du fait de la réforme, parmi les personnes encore actives à 60 ans, sont celles qui disposent d'une durée supérieure à 37,5 années, mais inférieure à la durée modifiée du fait de la réforme. Elles représentent 3,2 % de la génération née en 1944, mais 9,3 % de la génération née en 1945 et 14,7 % de la génération née en 1946. La durée utilisée pour ce calcul est la durée de services (y compris bonifications) à 60 ans. D'autres en revanche bénéficient de la réforme du fait de la surcote : 18,2 % de la génération née en 1944 justifient à 60 ans d'une durée de services suffisante pour obtenir une surcote ; 23,4 % des générations nées entre 1945 et 1946 sont aussi concernés. Dans la suite de cette étude, ne seront pas évaluées de façon différenciée l'effet de la surcote et l'effet de l'allongement de la durée nécessaire à l'obtention du taux plein.

Saisonnalité des départs en retraite

La base de données dont nous disposons est exhaustive, c'est là son principal intérêt. L'ensemble des départs en retraite survenant au cours d'une année sont recensés,

contrairement à ce qui se passe dans l'Echantillon Inter-régimes des Retraités¹⁰ (EIR). Compte tenu de la saisonnalité des départs en retraite des enseignants du second degré, mener une telle étude à l'aide de l'EIR, qui n'inclut que des individus nés la première ou les deux premières semaines d'octobre, pourrait conduire à des résultats biaisés. En effet la répartition des mois de radiation des différentes générations est bimodale : un premier pic de départ est observé le mois suivant le mois de naissance de l'individu, et un second au mois de septembre. Parmi les enseignants du second degré actifs à 60 ans, nés au mois de janvier entre 1940 et 1943, 41 % partent en février, et 40 % partent en septembre. Ces proportions varient selon le mois de naissance, mais la bimodalité est toujours vérifiée. Pour les générations nées entre 1944 et 1946, cette bimodalité reste marquée, mais en faveur du mois de septembre. Au sein de ces générations, plus d'un individu radié sur deux a liquidé sa retraite au mois de septembre. Rappelons que seuls les enseignants du premier degré ont l'obligation légale de terminer l'année scolaire, contrairement aux enseignants du second degré. Pour les individus nés en octobre, le mois de novembre domine nettement le mois de septembre en fréquence de départ, contrairement à ce qui est observée pour les individus nés dans le courant du premier semestre.

Une évaluation de la réforme pour les générations nées entre 1940 et 1946

Afin de répondre à la première question, à savoir « est-ce que la réforme a modifié la distribution de la probabilité de départ après 60 ans des enseignants du second degré, toujours actifs à 60 ans ? », nous utilisons une méthode de régression par discontinuité. Celle-ci nous permet de comparer la probabilité de partir entre 60 et 61 ans des individus touchés par la réforme, à celle des individus qui ne le sont pas¹¹. Nous exploitons le fait que les individus dont l'année d'ouverture des droits (AOD) est antérieure à 2004 ne sont pas touchés par la réforme, alors que ceux dont l'année d'ouverture des droits est postérieure le sont. Autour de ce seuil que constitue l'année 2004, les individus sont donc « presque » identiques, et pourtant seuls certains sont touchés par la réforme. Il est donc possible d'identifier l'effet causal de la réforme sur la probabilité de départ entre 60 et 61 ans, en comparant les personnes au dessus et en dessous du seuil¹².

Nous centrons notre analyse autour de la durée nécessaire à l'obtention du « taux plein » avant la réforme. Avant celle-ci, 37,5 années étaient nécessaires pour bénéficier du taux plein. Après la réforme, cette durée augmente précisément de 2 trimestres par an entre 2004 et 2008. Dans un premier temps, seuls sont considérés les individus ayant cotisé entre 37,2 et 37,8 années. Ce sont des personnes qui avaient le taux plein avant la réforme, mais qui ne l'ont plus ensuite du fait de la réforme. Si la probabilité de départ en retraite entre 60 et 61 ans présente une discontinuité, celle-ci peut être de ce fait imputée à la réforme. La discontinuité dans la probabilité de partir entre 60 et 61 ans strictement apparaît nettement sur la figure 4 : en moyenne égale à 90 % pour les années d'ouverture de droits antérieures à 2004, elle chute à 80 % pour une année d'ouverture des droits en 2004, à 76 % pour une année d'ouverture de droits identique à 2005, puis à 71 % pour 2006.

¹⁰ L'Echantillon inter-régimes de retraités (EIR) donne, pour un échantillon anonyme d'individus, des informations sur les avantages de retraite et les droits acquis à la liquidation. L'opération est conduite tous les 4 ans depuis 1988, par la DREES, auprès de la plupart des régimes de retraite obligatoires.

¹¹ L'âge de 61 ans est choisi comme borne supérieure pour prendre au mieux en compte la censure de l'âge de liquidation de la génération née en 1946. Pour cette génération, si des individus ne sont pas partis au 31 décembre 2007, on sait qu'ils partiront au delà de leur soixante-et-unième anniversaire, sans pour autant connaître leur âge exact de liquidation.

¹² Pour une présentation succincte de la régression avec discontinuité, le lecteur pourra consulter les articles de Cook et Wong (2007), Fougère (2010) et Givord (2010).

Afin d'évaluer l'effet moyen du traitement, nous retenons un modèle de probabilité linéaire défini de la façon suivante :

$$Y_i = \alpha + \beta I(S_i \geq 2004) + k(S_i) + \delta' X_i + \varepsilon_i$$

Dans cette expression, Y_i désigne la variable de résultat pour l'individu i soit le fait de partir entre 60 et 61 ans strictement, étant donné que cet individu est encore actif à 60 ans ; S_i est la variable seuil permettant de déterminer si la personne reçoit ou non le « traitement » : elle correspond ici à l'année d'ouverture des droits de l'individu i . La personne est « traitée » si l'année d'ouverture de ses droits est postérieure à 2004. Le vecteur X_i représente l'ensemble des variables explicatives introduites comme variables de contrôle. Celles-ci sont supposées continues en S_i afin d'assurer l'identifiabilité de l'effet de la réforme. $k(S_i)$ est une fonction dite de contrôle, continue en S_i , qui permet de capter les tendances de la probabilité de départ durant l'année d'ouverture des droits. Nous avons testé trois spécifications différentes pour k : une fonction linéaire, une fonction quadratique et une fonction spline linéaire. La variable de seuil étant discrète, et la fenêtre d'observation étant restreinte, il n'est pas possible de tester des degrés supérieurs pour la spécification de k . La fonction spline linéaire retenue pour k est la spécification la plus adaptée aux données. Elle s'écrit :

$$k(S) = \gamma_1(S - 2004) + \gamma_2(S - 2004)I(S_i \geq 2004)$$

ou :

$$k(S) = \gamma_1(S - 2004)I(S_i < 2004) + \gamma_2(S - 2004)I(S_i \geq 2004).$$

Le coefficient β correspond alors à l'effet de la réforme au point de discontinuité.

Le tableau 4 reporte les résultats de cette régression conduite sur les enseignants du second degré, actifs à 60 ans, des générations nées entre 1940 et 1946, ayant cotisé entre 37,2 et 37,8 années, et dont l'année d'ouverture des droits se situe entre 2000 et 2006. Différentes variables de résultat ont été considérées : la probabilité de partir entre 60 et 60,25 ans strictement, entre 60 et 60,5 ans strictement, etc.

Lorsqu'un enseignant de 60 ans a cotisé entre 37,2 et 37,8 années, le fait qu'il soit concerné par la réforme diminue de 16,1 points sa probabilité de partir à la retraite entre 60 et 60,25 ans. Logiquement, plus la tranche d'âge considérée est large, plus l'effet de la réforme sur la probabilité de départ est faible. En effet si les personnes disposent de 37,2 à 37,8 années de cotisations à 60 ans, elles auront très probablement cotisé entre 38,2 et 38,8 années à 61 ans, soit la durée requise pour l'obtention du taux plein. La réforme entraîne une diminution de 9,1 points de la probabilité de partir entre 60 et 61 ans strictement pour les personnes retenues dans le champ précédemment défini. Au delà de cet effet quantitatif, ce qui importe est l'aspect qualitatif : la réforme a bien eu un impact sur le report de l'âge de départ en retraite pour les personnes qui avaient approximativement la durée nécessaire au taux plein avant la réforme. Il faut noter que, dans nos estimations, l'effet de la surcote ne peut pas être distingué de l'effet du prolongement de la durée de cotisation requise pour le taux plein.

La probabilité de partir entre 60 et 61 ans ne diffère pas significativement entre hommes et femmes, toujours sur la fenêtre 37,2-37,8 années de durée de services. La réforme aurait par ailleurs un effet plus marqué sur les femmes mariées : leur probabilité de partir entre 60 et 61 ans diminue de 9,4 points avec la réforme, alors que la baisse estimée pour les femmes seules n'est pas significative. En raison de contraintes budgétaires plus fortes, celles-ci partiraient plus tardivement à la retraite que les femmes mariées, mais les femmes seules sont moitié

moins nombreuses dans notre base de données que les femmes mariées, ceci pouvant limiter la significativité statistique des coefficients.

On fait enfin varier la fenêtre retenue pour la durée de services afin de savoir si l'effet de la réforme dépend de la distribution de la durée de services. Afin d'exclure des personnes aux profils trop atypiques, nous avons restreint cet exercice à des durées de services supérieures ou égales à 30 ans. La fenêtre relative à la durée de services est modifiée par pas d'un an : ceci signifie que nous considérons successivement des durées de services comprises entre 30 et 31 ans strictement, puis 31 et 32 ans strictement, etc. À 60 ans, l'effet de la réforme n'apparaît significativement qu'à partir de l'intervalle [32,33[, et ce jusqu'à [41,42[années de services (cf. figure 5). Cette figure fait clairement apparaître que l'effet de la réforme est sensiblement le même pour des durées de services comprises entre 33 et 42 années.

Modification du comportement face au taux plein

La seconde question à laquelle nous voulons répondre concerne la recherche du taux plein. Est-ce que les enseignants du second degré public ont le même comportement vis-à-vis du taux plein avant et après la réforme ? Pour y répondre, nous estimons dans un premier temps l'effet de quelques trimestres manquants par rapport au taux plein pour chaque génération. Est-ce que ces trimestres en moins entraînent bien une diminution de la probabilité de départ entre 60 et 61 ans ? Et si oui, quelle en est l'ampleur ? Ces mesures, par génération, de l'effet de « distance au taux plein », sont ensuite comparées : sont-elles différentes pour les générations d'avant la réforme de celles d'après la réforme ?

Nous évaluons donc l'effet du nombre de trimestres manquants¹³ pour accéder au taux plein à 60 ans¹⁴ sur la probabilité de partir en retraite entre 60 et 61 ans, pour les enseignants encore actifs à 60 ans. Cet effet est estimé à l'aide d'une méthode d'appariement ou « matching » et ce, génération par génération. Le traitement n'a dans cette partie pas la même signification que dans la précédente : il ne correspond pas au fait d'être touché par la réforme mais bien au fait de ne pas avoir assez de trimestres pour obtenir le taux plein. Selon le formalisme usuel de l'économétrie de l'évaluation, sont donc considérés comme « traités » les individus à qui il manque, à 60 ans, un nombre donné de trimestres pour accéder au taux plein ; ceux à qui il n'en manque pas sont « non traités ». La variable d'intérêt est la probabilité qu'un enseignant parte en retraite entre 60 et 61 ans sachant qu'il est encore actif à 60 ans. On évalue donc l'effet d'un manque de trimestres par rapport au taux plein sur la probabilité de partir entre 60 et 61 ans, et l'on testera ensuite si cet effet est différent avant et après la réforme.

L'effet d'un manque de trimestres par rapport au taux plein sur la population à qui il les manque effectivement sera estimé à l'aide d'une méthode en quatre étapes.

La première étape consiste à estimer la probabilité de ne pas avoir le taux plein à 60 ans, les conditions requises pour avoir ce taux ayant été modifiées par la réforme. Deux cas sont étudiés (tableau 5) : dans le premier cas, une personne est « traitée » s'il lui manque, à 60 ans, entre 1 et 4 trimestres pour avoir le taux plein. Symétriquement une personne est « non traitée » si elle dispose, à 60 ans, de 0 à 3 trimestres supplémentaires par rapport à la durée nécessaire pour obtenir le taux plein. Dans le second cas, on considère plutôt une « grande » fenêtre : une personne est « non traitée » s'il lui manque, à 60 ans, de 3 à 6 trimestres pour obtenir le taux plein. Les variables retenues pour expliquer la probabilité d'avoir des trimestres manquants à 60 ans sont le corps d'enseignement, le statut matrimonial, le sexe, le

¹³ Le nombre de trimestres manquants doit être relativement faible afin de considérer des individus « proches » du taux plein.

¹⁴ Rappelons que la notion de taux plein repose dans l'étude sur la durée de services incluant les bonifications.

nombre d'enfants, l'âge d'entrée dans la fonction publique¹⁵ et la durée d'assurance acquise à 60 ans dans un autre régime que celui de la fonction publique. Le trimestre de naissance a été ajouté dans le cas de la grande fenêtre, en raison de la saisonnalité du départ en retraite des enseignants du second degré. Un effet « rentrée scolaire » existe : selon leur mois de naissance, les enseignants finissent plus ou moins tôt l'année scolaire.

Les résultats présentés dans les tableaux 6 et 7 montrent que certaines variables, comme le corps d'enseignement (professeur d'Enseignement Physique et Sportive -EPS, professeur d'enseignement général des collèges -PEGC), l'âge d'entrée dans la fonction publique ou la durée d'assurance hors fonction publique, influencent significativement la probabilité d'avoir un nombre insuffisant de trimestres pour prétendre au taux plein. Le plus important est bien de déterminer des variables vérifiant la propriété d'indépendance du traitement et de la variable d'intérêt conditionnellement à ces variables explicatives. Il ne faut pas rechercher une description aussi fidèle que possible de cette probabilité sous peine de ne plus avoir un support commun assez large.

Afin de valider la méthode, il est nécessaire de vérifier la propriété d'« équilibrage » des variables explicatives choisies, et de déterminer le support commun des probabilités de traitement i.e des probabilités de ne pas bénéficier d'assez de trimestres pour obtenir le taux plein.

Afin de déterminer ce support commun, on supprime tout d'abord les individus « non traités » dont le score de propension estimé est inférieur au minimum des scores de propension estimés sur le groupe de traitement ; on procède de façon symétrique pour les individus « traités » (cette méthode est préconisée par Dehejia et Wahba, 1999). Ne sont finalement conservés que les individus appartenant à l'intersection des deux supports (cf. figure 6). L'appariement serait en effet impossible si, pour une personne « traitée », de caractéristiques X données, n'existait aucune personne « non traitée » de même score de propension $p(X)$.

L'appariement sur la base du score de propension $p(X)$ doit par ailleurs équilibrer la distribution¹⁶ des variables explicatives X dans les deux groupes. Cette vérification a été ici effectuée grâce au module *pscore* inclus dans le logiciel *Stata*, module écrit par Becker et Ichino (2002). Elle consiste à calculer tout d'abord le score de propension pour chaque individu, à trier ensuite les individus selon ce score, et à stratifier enfin toutes les observations par groupes de valeurs du score. Ces intervalles d'amplitude égale, par exemple 5 intervalles, le premier de 0 à 0,2, ..., le cinquième de 0,8 à 1, sont construits pour vérifier la propriété d'équilibrage du score. Sur chacun de ces segments, est réalisé un test d'égalité des moyennes des scores des individus « traités » et « non traités » pour chacune des variables explicatives X . Si l'égalité est refusée, on augmente le nombre de segments et on teste à nouveau. On réalise donc pour chaque variable explicative X , un test d'égalité des moyennes des scores de propension des « traités » et des « non traités », et on vérifie que ces moyennes ne sont pas statistiquement différentes sur chacun des intervalles. Si la propriété n'est pas vérifiée sur un segment, on partage ce segment et on teste à nouveau. Les spécifications présentées dans notre article vérifient toutes ce test d'équilibrage et nous assurent, selon Dehejia et Wahba (1999, 2002), que l'estimation de l'impact de la mesure est non biaisée.

Plusieurs méthodes d'appariement permettent d'estimer le contrefactuel, à savoir la probabilité de partir entre 60 et 61 ans qu'aurait un enseignant ne bénéficiant pas du taux

¹⁵ Cette variable est manquante pour 4,65 % des individus.

¹⁶ Pour faciliter cet équilibrage, la distribution du score de propension a été tronquée, c'est-à-dire que les individus dont le score de propension était extrêmes ont été retirés, soient 2 individus supprimés pour la génération 1945.

plein en raison d'un nombre insuffisant de trimestres, s'il avait malgré tout un nombre suffisant de trimestres. Nous avons privilégié dans cette étude la méthode du noyau gaussien. L'estimation de cet effet du traitement sur les traités (ATT) est présenté dans le tableau 8 et commenté ci après.

Avec la plus petite fenêtre, tous les estimateurs de l'ATT sont négatifs : les « traités » (i.e. les individus n'ayant pas atteint le taux plein à 60 ans en raison d'un à quatre trimestres manquants) partent moins souvent avant 61 ans que s'ils avaient eu un nombre suffisant de trimestres (ATT). Mais ces estimateurs ne sont significatifs que pour les générations nées en 1942 et 1943. Les individus nés en 1942, à qui il manque entre un et quatre trimestres à 60 ans, auraient une probabilité de départ avant 61 ans supérieure de 4 points environ s'ils n'avaient pas été « traités ». Dans les générations nées entre 1944 et 1946, donc celles touchées par la réforme, les individus « traités » ne retarderaient pas leur départ s'ils n'avaient pas été « traités ». Pour ces générations, le nombre de trimestres manquants n'est pas suffisant pour entraîner un report de leur départ au delà de 61 ans.

Les résultats pour la plus grande fenêtre sont différents. En augmentant le nombre de trimestres manquants pour l'obtention du taux plein pour les « traités », on remarque que les estimateurs de l'ATT sont tous significatifs et négatifs, à l'exception de celui relatif à la génération née en 1944. Les « traités » de la génération née en 1942 auraient eu une probabilité de départ avant 61 ans supérieure de 7,4 points s'ils avaient bénéficié du nombre suffisant de trimestres pour accéder au taux plein. Ce constat est valable pour toutes les générations à l'exception de celle née en 1944. Pour cette dernière, l'effet des trimestres manquants par rapport au taux plein n'induit pas de diminution de la probabilité de départ entre 60 et 61 ans, contrairement aux générations nées en 1945 et 1946.

Le résultat atypique concernant la génération née en 1944 ne peut pas s'expliquer par une répartition différente du nombre de trimestres manquants à 60 ans. La génération née en 1944 a été la première affectée par la réforme, de ce fait elle constitue peut-être une « génération de transition » qui n'a pas anticipé la hausse de deux trimestres (de 37,5 ans à 38 ans) nécessaires à l'obtention du taux plein. La demande d'admission à la retraite doit en effet être présentée au moins 6 mois avant la date de départ : ces enseignants ont donc peut-être présenté leur demande de départ en retraite avant 2004. L'autre explication relèverait de la notion d'année d'ouverture des droits. Les individus soumis à la réforme ne sont pas ceux nés en 1944 et après, ce sont ceux dont l'année d'ouverture des droits est postérieure à 2004. Une personne née en 1944 a usuellement une année d'ouverture des droits en 2004, mais certaines raisons comme la naissance de trois enfants ou plus, ou encore un statut d'invalidité, peuvent entraîner une année d'ouverture des droits plus précoce. Et l'on constate que quatre individus sur dix de la génération née en 1944 ont une année d'ouverture des droits antérieure à 2004, et ne sont donc pas touchés par la réforme. Le nombre de trimestres nécessaires à l'obtention du taux plein en est donc modifié. Ceci semblerait être l'explication la plus raisonnable des résultats atypiques obtenus pour cette génération. Mais la même méthode a été appliquée en définissant le « traitement » statistique à partir de l'année d'ouverture des droits, et les résultats obtenus restent identiques : la génération née en 1944 serait donc une génération charnière, atypique.

Ainsi un faible nombre de trimestres manquants n'entraîne plus une baisse de la probabilité de départ entre 60 et 61 ans pour les générations nées entre 1944 et 1946, contrairement aux générations antérieures. En revanche, un nombre plus élevé de trimestres manquants pour l'obtention du taux plein entraîne bien une baisse de la probabilité de départ entre 60 et 61 ans pour les générations nées en 1945 et 1946, comme pour celles nées avant 1944.

Bibliographie

- Aubert P.**, 2009, « Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ à la retraite des salariés du secteur privé : une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993 », document de travail CREST, n°2009-21.
- Baraton M. et Perronnet S.**, « Les départs en retraite des personnels de l'Éducation Nationale entre 2000 et 2007 », *Note d'information* n° 09-17, DEPP, Paris.
- Becker S. O. et Ichino A.**, 2002, « Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores », *The Stata Journal*, 2 (4), pp. 358-377.
- Benallah S.**, 2010, « La surcote modifie-t-elle les comportements de départ en retraite ? », *CNAV, étude n° 2010 - 024*.
- Bozio A.**, 2005, « Quel est l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme des retraites de 1993 ? », *Document de travail*.
- Bozio A.**, 2006, « Réformes des retraites : estimations sur données françaises », Thèse de doctorat en sciences économiques, École des Hautes Études en Sciences Sociales, Paris.
- 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* n°91, DREES, Paris.
- Caliendo M. et Kopeinig S.**, 2008, « Some Practical Guidance for Implementation of Propensity Score Matching », *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- Chaput H., El Mekkaoui de Freitas N.**, 2005, « Les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite : une première évaluation à partir de l'Échantillon interrégimes de cotisants », *Études et Résultats* n°400, DREES, Paris.
- Cook T. C. et Wong V. C.**, 2007, "Empirical Tests of the Validity of the Regression Discontinuity Design: Implications for its Theory and its Use in Research Practice", à paraître dans *Annales d'Économie et de Statistique*.
- Dehejia R. et Wabba S.**, 1999, « Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs », *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1053-1062.
- Dehejia R. et Wabba S.**, 2002, « Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies », *Review of Economics and Statistics*, 84, 151-161.
- Fougère D.**, 2010, « Les méthodes économétriques d'évaluation », *Revue Française des Affaires Sociales*, n°1-2, 105-128.
- Givord P.**, 2010, « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », Document de travail D3E G 2010 / 08, INSEE, Paris.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P.**, 1998, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator », *Review of Economic Studies*, 65, 261-294.
- Sédillot B. et Walraet E.**, 2002, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Économie et Statistique*, n° 357-358, 79-102.

Annexes : tableaux et figures

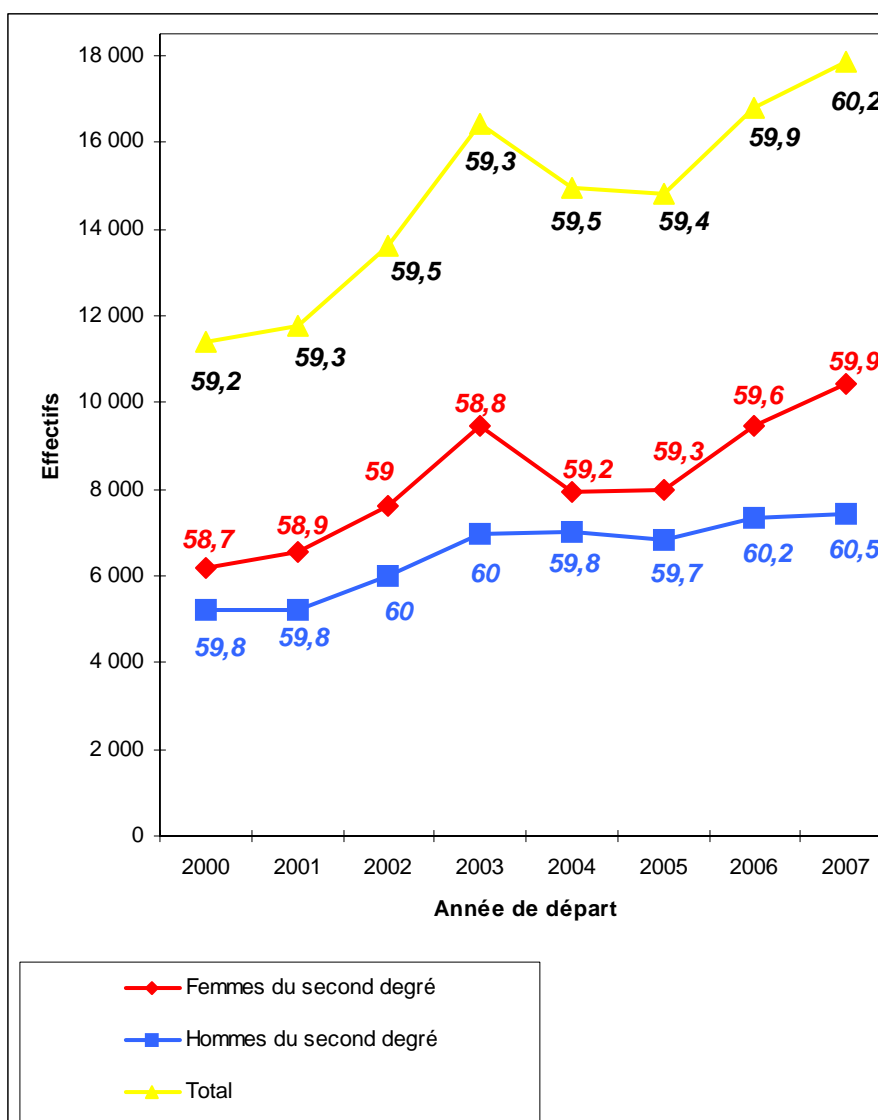
Tableau 1 : Allongement de la durée d'assurance, décote et surcote

Année d'ouverture des droits	Nombre de trimestres nécessaires	Taux de décote par trimestre manquant	Évolution de l'âge limite (sédentaires)	Taux de surcote par trimestre de prolongation
Jusqu'en 2003	150	0,000 %	60	0 %
2004	152	0,000 %	60	0,750 %
2005	154	0,000 %	60	0,750 %
2006	156	0,125 %	61	0,750 %
2007	158	0,250 %	61,5	0,750 %
2008	160	0,375 %	62	0,750 %
2009	161	0,500 %	62,25	1,250 %
2010	162	0,625 %	62,5	1,250 %
2011	163	0,750 %	62,75	1,250 %
2012	164	0,875 %	63	1,250 %
2013	164	1,000 %	63,25	1,250 %
2014	165	1,125 %	63,5	1,250 %
2015	166	1,250 %	63,75	1,250 %
2016	166	1,250 %	64	1,250 %
2017	166	1,250 %	64,25	1,250 %
2018	166	1,250 %	64,5	1,250 %
2019	167	1,250 %	64,75	1,250 %
2020	167	1,250 %	65	1,250 %

Note: L'âge limite correspond à l'âge auquel la décote ne s'applique plus.

La surcote ne varie pas en fonction de l'année d'ouverture des droits mais selon l'année de jouissance de la pension. Elle s'élève à 0,75% par trimestre entre 2004 et 2009, et à 1,25% par trimestre après le 01/01/2009.

Figure 1 : Effectifs de départ en retraite et âge moyen pour les enseignants du second degré et assimilés



Champ : ensemble des enseignants du second degré et assimilés

Figure 2 : Distribution des âges de départ des générations 1944 à 1946

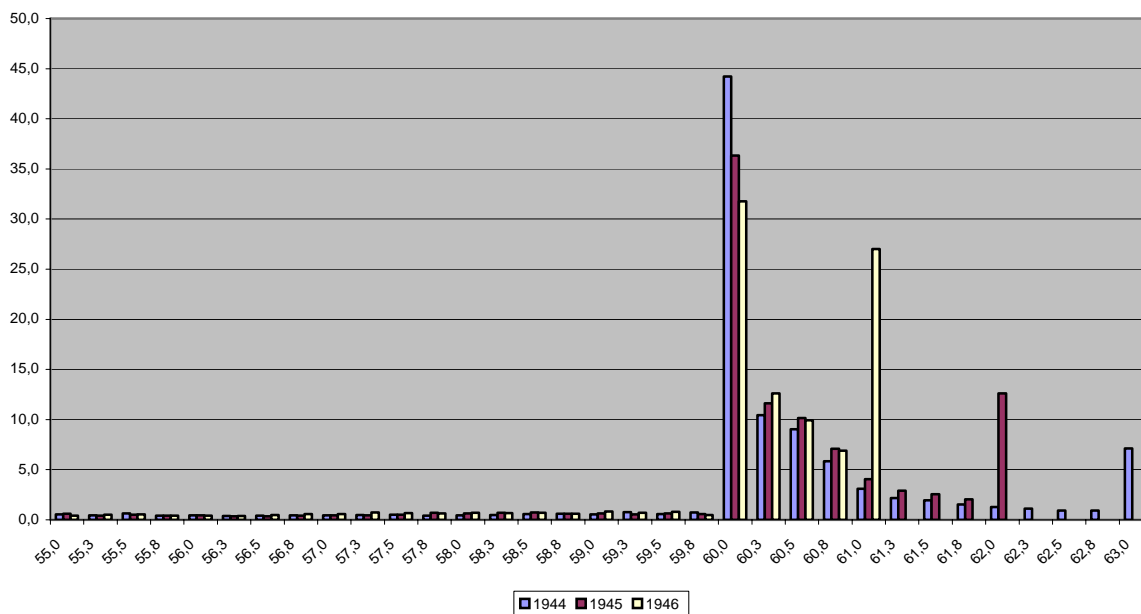
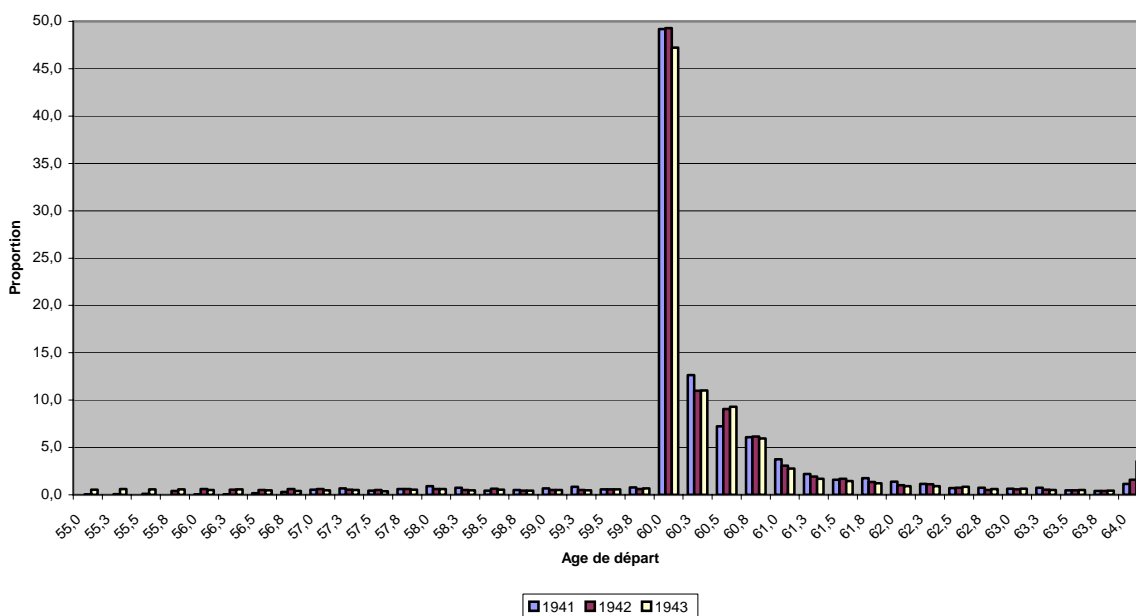


Figure 3 : Distribution des âges de départ des générations 1941 à 1943



Champ : ensemble des enseignants titulaires du corps du second degré

Note de lecture : les distributions des âges de départ des générations 1944 à 1946 sont censurées. Pour la génération 1946, les âges fins de départ au delà de 61 ans ne sont pas observés. On sait simplement que la personne est partie après 61 ans. Le pic observé à 61 ans pour cette génération correspond donc à la probabilité que les personnes de cette génération partent à 61 ans ou après. Ce pic est observé pour la génération 1945 à 62 ans, et pour la génération 1944 à 63 ans.

Tableau 2 : Proportion d'une génération concernée par la réforme

Génération	AOD ≥ 2004			AOD < 2004		
	AOD ≥ 2004	AOD ≥ 2004 et durée < 37,5	AOD ≥ 2004 et durée < TP44, 45, 46 et durée ≥ 37,5	AOD ≥ 2004 et durée ≥ TP44, 45, 46	AOD < 2004 et durée < 37,5 ans	AOD < 2004 et durée ≥ 37,5
1944	63,8	42,3	3,2	18,2	12,5	23,7
1945	81	48,3	9,3	23,4	7	12
1946	89,5	51,4	14,7	23,4	6,1	4,4

Champ : Ensemble des enseignants titulaires de corps du second degré, actifs à 60 ans

La durée comparée au nombre d'années nécessaires pour avoir le taux plein est ici la durée de services à 60 ans y compris bonifis.

Note de lecture : 63,8% de la génération 1944 ont une année d'ouverture des droits postérieure à 2004. 45,6% de cette génération ont une année d'ouverture des droits supérieure à 2004 et une durée de services y compris bonifications inférieure à la durée nécessaire pour l'obtention du taux plein.

Tableau 3 : Quartiles associés à la durée d'assurance hors fonction publique

	1940	1941	1942	1943	1944	1945	1946	1947
Premier quartile	22,5	15	14	12	9	8	7	7
Médiane	40	30	25	22	20	16	14	14
Troisième quartile	64	59	48	46	38	32	29	28
Moyenne	47	40,3	34,9	31,7	28,1	23,7	21,9	21,3
Nombre d'obs.	152	338	584	811	2 202	4 657	8 254	9 156
% de la génération	1,7	3,6	5,2	6,4	17,5	38,5	52,1	59,2

Lecture : 25% des individus nés en 1944 ont validé moins de 9 trimestres hors de la fonction publique

Champ : Ensemble des enseignants titulaires de corps du second degré, actifs à 60 ans, qui ont validé une durée d'assurance hors de la fonction publique.

Source : Fichier des bénéficiaires d'une pension civile et DEDP, Service des pensions de la DAF.

Figure 4 : Probabilité de partir entre 60 et 61 ans strictement en fonction de l'année d'ouverture des droits

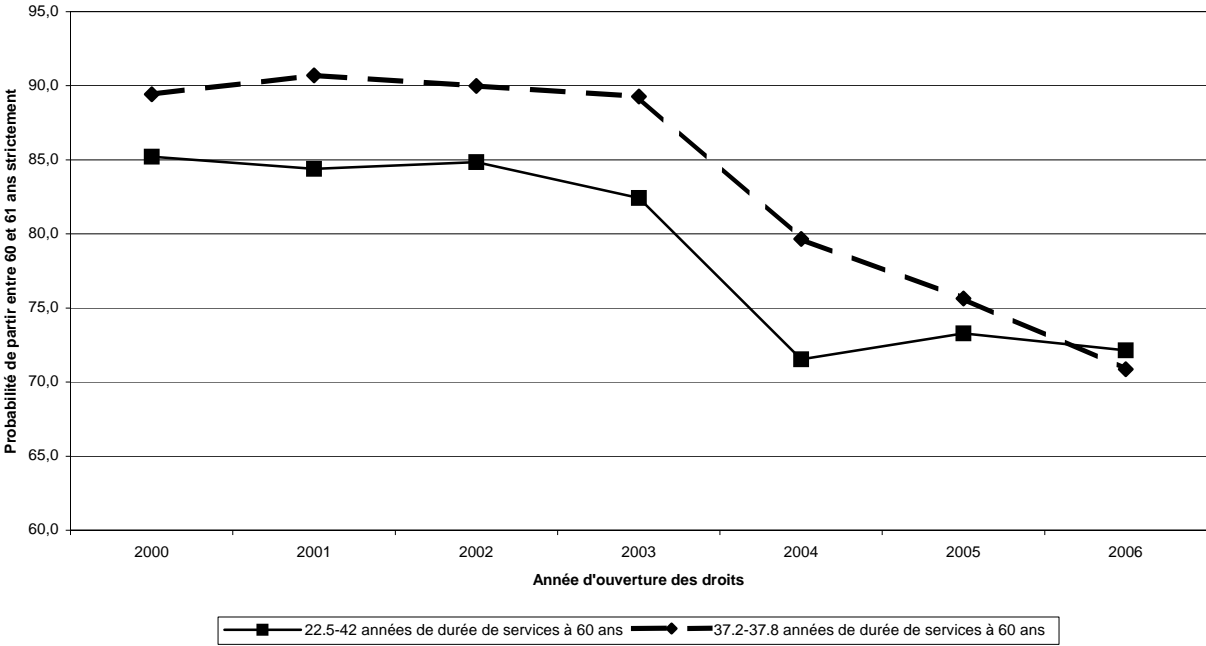


Tableau 4 : Effet de la réforme sur l'ensemble des personnes ayant entre 37,2 et 37,8 années de durée de services à 60 ans

RDD avec modèle linéaire de probabilité pour 8 âges de départ (générations 1940 à 1946)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Départ entre 60 ans et 61 ans strictement	60,25	60,5	60,75	61	61,25	61,5	61,75	62
Constante	0.359*** (0.029)	0.859*** (0.028)	0.895*** (0.026)	0.899*** (0.023)	0.883*** (0.021)	0.947*** (0.019)	0.942*** (0.018)	0.946*** (0.016)
Beta (aod>=2004)	-0.161*** (0.026)	-0.170*** (0.025)	-0.126*** (0.023)	-0.091*** (0.021)	-0.050*** (0.019)	-0.035** (0.017)	-0.020 (0.016)	-0.010 (0.015)
Corps								
Adjoint et chargé d'enseignement	0.104*** (0.033)	0.059* (0.032)	0.067** (0.030)	0.081*** (0.027)	0.066*** (0.025)	0.047** (0.022)	0.036* (0.020)	0.023 (0.019)
Professeur agrégé	-0.090*** (0.019)	-0.103*** (0.019)	-0.106*** (0.017)	-0.104*** (0.016)	-0.094*** (0.014)	-0.095*** (0.013)	-0.088*** (0.012)	-0.090*** (0.011)
Professeur d'EPS	0.044* (0.026)	0.068*** (0.025)	0.032 (0.023)	0.062*** (0.021)	0.044** (0.019)	0.034* (0.017)	0.023 (0.016)	0.020 (0.015)
Professeur d'enseignement général des collèges	0.143*** (0.018)	0.126*** (0.018)	0.100*** (0.016)	0.074*** (0.015)	0.063*** (0.013)	0.043*** (0.012)	0.034*** (0.011)	0.029*** (0.010)
Professeur des lycées professionnels	0.111*** (0.017)	0.079*** (0.017)	0.075*** (0.016)	0.067*** (0.014)	0.071*** (0.013)	0.054*** (0.012)	0.046*** (0.011)	0.039*** (0.010)
<i>Professeur Certifié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Nombre d'enfants								
Nombre d'enfants de 20 ans et moins	-0.079*** (0.019)	-0.111*** (0.019)	-0.106*** (0.017)	-0.106*** (0.016)	-0.104*** (0.014)	-0.086*** (0.013)	-0.086*** (0.012)	-0.077*** (0.011)
Nombre d'enfants de plus de 20 ans	0.016** (0.008)	0.005 (0.007)	0.007 (0.007)	-0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.004)
Interaction Sexe*Situation matrimoniale								

Femme mariée	-0.009 (0.015)	-0.012 (0.014)	-0.015 (0.013)	-0.002 (0.012)	0.006 (0.011)	0.004 (0.010)	0.002 (0.009)	0.006 (0.008)
Femme célibataire	-0.073*** (0.027)	-0.061** (0.026)	-0.042* (0.024)	-0.029 (0.022)	-0.009 (0.020)	-0.002 (0.018)	-0.018 (0.016)	-0.017 (0.015)
Femme divorcée	-0.105*** (0.025)	-0.128*** (0.024)	-0.110*** (0.022)	-0.085*** (0.020)	-0.074*** (0.018)	-0.063*** (0.016)	-0.044*** (0.015)	-0.043*** (0.014)
Homme célibataire	-0.001 (0.044)	-0.011 (0.042)	-0.032 (0.039)	-0.055 (0.036)	-0.034 (0.032)	-0.024 (0.029)	-0.009 (0.027)	-0.002 (0.025)
Homme divorcé	-0.072*** (0.027)	-0.094*** (0.026)	-0.087*** (0.024)	-0.069*** (0.022)	-0.047** (0.020)	-0.043** (0.018)	-0.036** (0.017)	-0.020 (0.016)
<i>Homme marié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Trimestre de naissance								
Trimestre 1	0.030* (0.016)	-0.332*** (0.016)	-0.002 (0.015)	-0.004 (0.013)	-0.008 (0.012)	-0.073*** (0.011)	-0.006 (0.010)	-0.005 (0.009)
Trimestre 3	0.426*** (0.017)	0.022 (0.016)	0.008 (0.015)	0.005 (0.014)	0.078*** (0.012)	0.006 (0.011)	0.004 (0.010)	-0.001 (0.009)
Trimestre 4	0.192*** (0.017)	-0.207*** (0.017)	-0.166*** (0.015)	0.043*** (0.014)	0.043*** (0.013)	-0.026** (0.011)	-0.024** (0.010)	0.004 (0.010)
<i>Trimestre 2</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Spécifications pour k	-0.033*** (0.007)	-0.010 (0.007)	0.005 (0.007)	0.003 (0.006)	0.002 (0.006)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.004)
Compteur_aod	0.013 (0.014)	-0.017 (0.013)	-0.053*** (0.012)	-0.050*** (0.011)	-0.040*** (0.010)	-0.018* (0.009)	-0.007 (0.008)	-0.012 (0.008)
(Compteur_aod)*(aod>=2004)	(0.0114)	(0.0109)	(0.0101)	(0.00916)	(0.00835)	(0.00756)	(0.00689)	(0.00648)
Nombre d'observations	5398	5398	5398	5398	5398	5398	5398	5398
R²	0.228	0.194	0.113	0.084	0.075	0.056	0.042	0.041

Niveau de significativité par rapport à la modalité de référence :

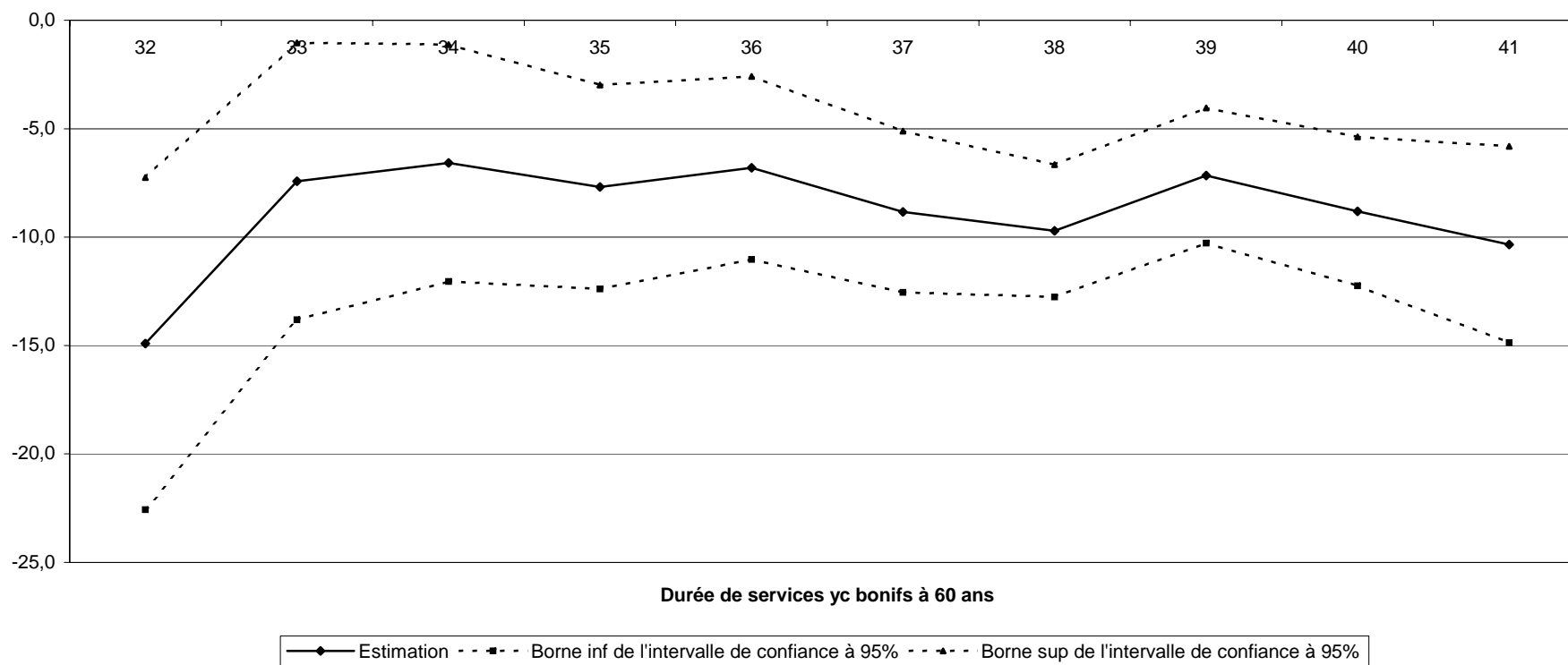
*** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Champ : Ensemble des enseignants titulaires de corps du second degré, actifs à 60 ans, des générations 1940 à 1946, ayant cotisé entre 37,2 et 37,8 ans.

Source : Fichier des bénéficiaires d'une pension civile et DEDP, Service des pensions de la DAF.

Figure 5 : effet de la réforme sur la probabilité de partir entre 60 et 61 ans str. en fonction de la durée de services à 60 ans

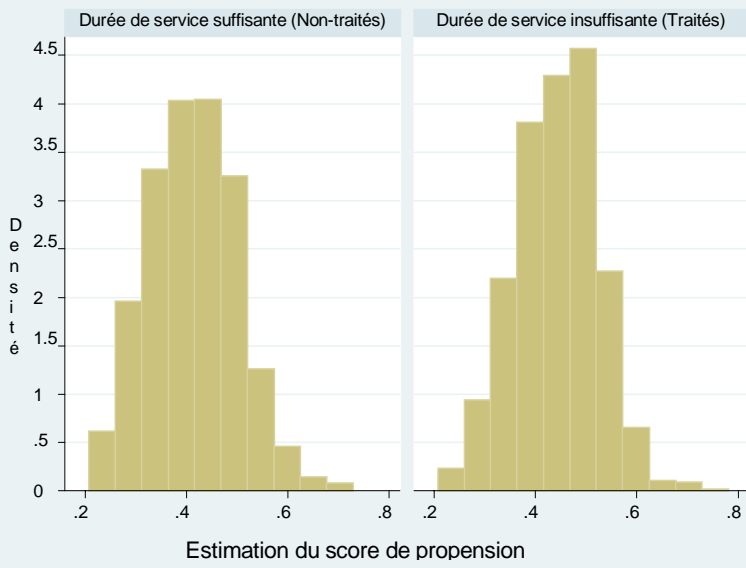


Note de lecture : la probabilité de partir entre 60 et 61 ans strictement, pour des individus ayant une durée de services à 60 ans comprise entre 32 et 33 ans diminue de 15 points suite à la réforme.

Tableau 5 : Définition du traitement, durée de services nécessaire pour l'obtention du taux plein

Génération	Durée nécessaire pour le taux plein	Traités (T = 1)	Non-traités (T = 0)
Petite Fenêtre			
1942	150 trimestres = 37,5 ans	[36,5 ; 37,5 [[37,5 ; 38,5 [
<i>Effectifs</i>		1 082	1 464
1943	150 trimestres = 37,5 ans	[36,5 ; 37,5 [[37,5 ; 38,5 [
<i>Effectifs</i>		1 302	1 632
1944	152 trimestres = 38 ans	[37 ; 38 [[38 ; 39 [
<i>Effectifs</i>		1 458	1 486
1945	154 trimestres = 38,5 ans	[37,5 ; 38,5 [[38,5 ; 39,5 [
<i>Effectifs</i>		1 336	1 323
1946	156 trimestres = 39 ans	[38 ; 39 [[39 ; 40 [
<i>Effectifs</i>		1 715	1 588
Grande Fenêtre			
1942	150 trimestres = 37,5 ans	[36 ; 37 [[37,5 ; 38,5 [
<i>Effectifs</i>		1 030	1 464
1943	150 trimestres = 37,5 ans	[36 ; 37 [[37,5 ; 38,5 [
<i>Effectifs</i>		1 213	1 632
1944	152 trimestres = 38 ans	[36,5 ; 37,5 [[38 ; 39 [
<i>Effectifs</i>		1 342	1 486
1945	154 trimestres = 38,5 ans	[37 ; 38 [[38,5 ; 39,5 [
<i>Effectifs</i>		1 266	1 323
1946	156 trimestres = 39 ans	[37,5 ; 38,5 [[39 ; 40 [
<i>Effectifs</i>		1 674	1 588

Génération 1942



Génération 1946

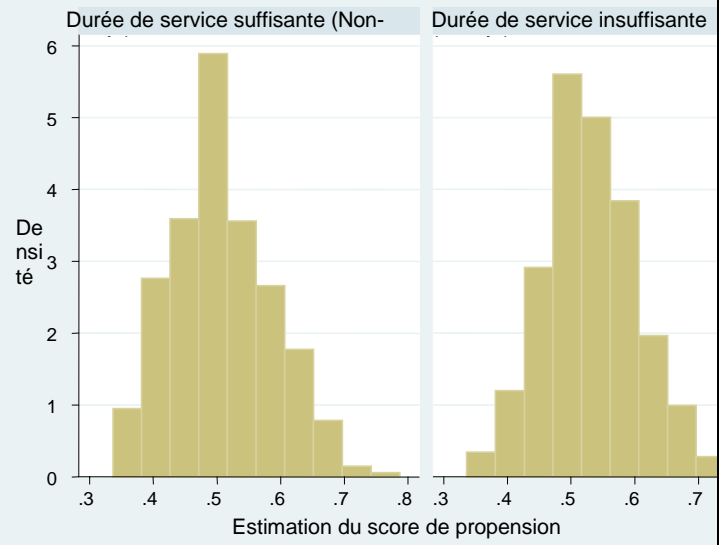


Figure 6 : Distribution des scores de propension pour les générations 1942 et 1946

Tableau 6 : score de propension, petite fenêtre

Modèle logit expliquant le score de propension, c'est-à-dire la probabilité de ne pas avoir suffisamment de trimestres à 60 ans, avec la « petite fenêtre »

	Génération				
	1942	1943	1944	1945	1946
Constante	-1,849***(0,267)	-1,81***(0,252)	-1,457***(0,244)	-1,563***(0,258)	-0,894***(0,226)
Corps					
Adjoint et chargé d'enseignement	-0,254(0,214)	-0,047(0,191)	0,452**(0,201)	0,086(0,236)	0,064(0,239)
Professeur agrégé	0,032(0,144)	0,317**(0,127)	-0,06(0,122)	-0,022(0,122)	-0,121(0,113)
Professeur d'EPS	0,413**(0,194)	0,576***(0,168)	0,378**(0,166)	0,777***(0,19)	-0,014(0,171)
Professeur d'enseignement général des collèges	-0,426***(0,116)	-0,157(0,112)	-0,222**(0,107)	-0,369***(0,111)	-0,369***(0,098)
Professeur des lycées professionnels	-0,006(0,118)	0,204*(0,107)	-0,14(0,11)	-0,117(0,122)	-0,138(0,113)
<i>Professeur Certifié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Interaction					
Sexe*Situation matrimoniale					
Femme mariée	0,301***(0,097)	0,288***(0,089)	-0,041(0,089)	-0,089(0,094)	-0,224***(0,083)
Femme divorcée	0,269*(0,161)	-0,156(0,155)	-0,252(0,157)	-0,097(0,159)	-0,305**(0,137)
Femme célibataire	0,321*(0,186)	0,364**(0,182)	0,335*(0,181)	0,23(0,191)	0,009(0,176)
Homme célibataire	-0,112(0,307)	0,265(0,289)	0,225(0,257)	0,552(0,338)	-0,05(0,24)
Homme divorcé	-0,179(0,2)	0,23(0,169)	0,169(0,166)	-0,016(0,185)	-0,043(0,171)
<i>Homme marié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Nombre total d'enfants	0,032(0,049)	0,01(0,045)	-0,078*(0,045)	-0,052(0,049)	-0,011(0,045)
Durée d'assurance autre que fonction publique	0,01(0,016)	0,022**(0,01)	0,014***(0,005)	0,01**(0,004)	0,006(0,004)
Age d'entrée dans la fonction publique					
Indicatrice d'âge manquant	0,381(0,839)	1,977***(0,418)	1,597***(0,322)	2,077***(0,331)	1,285***(0,256)
Age d'entrée dans la fonction publique* Indicatrice d'âge non-manquant	0,057***(0,009)	0,054***(0,009)	0,065***(0,009)	0,07***(0,01)	0,05***(0,009)
Support commun	[0,207 ; 0,728]	[0,271 ; 0,913]	[0,309 ; 0,896]	[0,289 ; 0,847]	[0,336 ; 0,787]
Effectifs du support commun	2 542	2 928	2 935	2 653	3 298
% génération	22,64%	23,23%	23,37%	21,93%	20,81%

Niveau de significativité par rapport à la modalité de référence : *** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *Source* : Fichier des bénéficiaires d'une pension civile et DEDP, Service des pensions de la DAF.

Tableau 7 : score de propension, grande fenêtre

	Génération				
	1942	1943	1944	1945	1946
Constante	-2.358*** (0.288)	-2.318*** (0.276)	-2.176*** (0.270)	-1.820*** (0.349)	-2.042*** (0.321)
Corps					
Adjoint et chargé d'enseignement	-0.491** (0.240)	-0.143 (0.202)	0.290 (0.215)	-0.177 (0.258)	0.125 (0.266)
Professeur agrégé	0.0927 (0.145)	0.199 (0.133)	-0.135 (0.128)	-0.165 (0.136)	-0.0551 (0.120)
Professeur d'EPS	0.645*** (0.190)	0.905*** (0.163)	0.519*** (0.167)	0.429* (0.247)	0.0437 (0.185)
Professeur d'enseignement général des collèges	-0.441*** (0.119)	-0.267** (0.117)	-0.480*** (0.119)	-0.417*** (0.143)	-0.213 (0.137)
Professeur des lycées professionnels	-0.0170 (0.120)	-0.0379 (0.112)	-0.292** (0.115)	-0.233* (0.131)	-0.159 (0.126)
<i>Professeur certifié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Interaction					
Sexe*Situation matrimoniale					
Femme mariée	0.361*** (0.0998)	0.205** (0.0926)	0.0566 (0.0931)	-0.0787 (0.106)	-0.284*** (0.0950)
Femme divorcée	0.196 (0.168)	-0.0808 (0.155)	-0.146 (0.161)	-0.0996 (0.175)	-0.513*** (0.166)
Femme célibataire	0.393** (0.191)	0.319* (0.187)	0.502*** (0.185)	0.211 (0.213)	0.0655 (0.201)
Homme célibataire	0.258 (0.293)	-0.0508 (0.313)	0.150 (0.275)	0.716 (0.441)	-0.348 (0.288)
Homme divorcé	-0.0615 (0.201)	0.0144 (0.182)	0.178 (0.177)	0.0256 (0.212)	0.369* (0.213)
<i>Homme marié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Nombre total d'enfants	0.0570 (0.0507)	-0.0382 (0.0474)	-0.0957** (0.0485)	-0.156*** (0.0553)	-0.0573 (0.0522)
Durée d'assurance autre que fonction publique	0.0300* (0.0162)	0.0292*** (0.0100)	0.0317*** (0.00661)	0.00589 (0.00507)	0.0110** (0.00475)
Age d'entrée dans la fonction publique					
Indicatrice d'âge manquant	1.871*** (0.641)	2.898*** (0.409)	2.391*** (0.334)	2.806*** (0.421)	2.783*** (0.345)
Age d'entrée dans la fonction publique* Indicatrice d'âge non-manquant	0.0707*** (0.00964)	0.0793*** (0.00922)	0.0936*** (0.00970)	0.0916*** (0.0135)	0.105*** (0.0132)
Trimestre de naissance					
Trimestre 1	-0.0261 (0.117)	-0.0913 (0.109)	-0.0401 (0.108)	0.0274 (0.129)	0.0130 (0.116)
Trimestre 3	-0.0238 (0.119)	-0.0805 (0.112)	-0.156 (0.113)	-0.0172 (0.129)	0.0889 (0.112)
Trimestre 4	0.0352	-0.0386	-0.0807	-0.0634	-0.309***

<i>Trimestre 2</i>	(0.118) <i>Réf.</i>	(0.110) <i>Réf.</i>	(0.113) <i>Réf.</i>	(0.129) <i>Réf.</i>	(0.117) <i>Réf.</i>
Support commun	[0,1959; 0,8081]	[0,2119; 0,9027]	[0,2720; 0,7509]	[0,3005; 0,8038]	[0,3391; 0,7767]
Effectifs du support commun	2 479	2 842	2 771	2 070	2 556
% génération	22,08%	22,55%	22,06%	17,11%	16,13%

Niveau de significativité par rapport à la modalité de référence :

*** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses

Tableau 8 : Estimateurs des ATT, ATE, et ATU sur petite et grande fenêtres

		Méthode du noyau gaussien	Méthode du noyau gaussien
		<i>Petite Fenêtre</i>	<i>Grande Fenêtre</i>
1942	ATT	-0,043** (0,018)	-0,074*** (0,018)
	ATU	-0,045** (0,019)	-0,086*** (0,019)
	ATE	-0,044*** (0,015)	-0,081*** (0,015)
1943	ATT	-0,035** (0,017)	-0,056*** (0,017)
	ATU	-0,034** (0,016)	-0,061*** (0,016)
	ATE	-0,035*** (0,013)	-0,059*** (0,013)
1944	ATT	-0,01 (0,017)	-0,02 (0,017)
	ATU	0,005 (0,016)	-0,030* (0,016)
	ATE	-0,002 (0,013)	-0,026** (0,013)
1945	ATT	-0,016 (0,02)	-0,054*** (0,02)
	ATU	0,002 (0,019)	-0,049** (0,019)
	ATE	-0,007 (0,016)	-0,051*** (0,016)
1946	ATT	-0,028 (0,018)	-0,062*** (0,018)
	ATU	-0,018 (0,017)	-0,034** (0,017)
	ATE	-0,023* (0,014)	-0,049*** (0,014)

ATT : effet moyen du traitement dans la population des individus traités

ATU : effet moyen du traitement dans la population des individus non-traités

ATE : effet moyen du traitement dans la population

Encadré 1 : synthèse - avant et après la réforme de 2003 dans la fonction publique

Les principaux changements induits par la réforme des retraites de 2003 sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1 : Principales conséquences de la réforme de 2003 au sein de la fonction publique

	Avant la réforme de 2003	Après la réforme de 2003	Observations
Age d'ouverture des droits	<ul style="list-style-type: none"> - 60 ans pour les sédentaires - 50 ou 55 ans pour les actifs - remplir les 15 ans de service sauf cas particuliers, comme l'inaptitude - pas de condition d'âge pour les mères de trois enfants (mais la condition des 15 ans doit être satisfaite) 	Idem + mais cette variable sera centrale dans la détermination de la décote et du nombre de trimestres requis pour le taux plein	D'autres départs anticipés sont créés après 2003 : départ au titre des carrières longues, fonctionnaires handicapés, départ sans condition d'âge pour les mères et pères sont réserve de remplir des conditions d'interruption d'activité
Taux plein	75% (jusqu'à 80% avec les bonifications)	75% (jusqu'à 80% avec les bonifications) sans tenir compte de la surcote	
Durée requise	37,5 ans	Alignée à 40 ans en 2008 soit 160 trimestres (augmentation de 2 trimestres par an entre 2004 et 2008 et augmentation progressive pour atteindre 41 ans en 2012)	
Décote	Néant	<ul style="list-style-type: none"> - mise en place depuis 2006 et s'élève à 0,125%/trimestre manquant pour atteindre 1,25% en 2015 - cette décote ne s'applique plus au-delà d'un "âge butoir": 61 ans 2006... 63 ans en 2012 	
Surcote	Néant	Mise en place depuis 2004 pour les fonctionnaires qui continuent à travailler après 60 ans et alors qu'ils possèdent une durée d'assurance supérieure au nombre de trimestres nécessaire pour obtenir le pourcentage maximum de pension. Elle s'élève à 3% par année supplémentaire de service (soit 0,75% par trimestre de service supplémentaire) travaillée dans ces conditions et dans la limite de 5 ans	Relevée à 5%/an (soit 1,25% par trimestre) à compter du 1er janvier 2009 (PLSS 2009) par trimestres supplémentaires pour les trimestres entièrement accomplis à compter du 1er janvier 2009 (PLSS 2009) Nombre de trimestres d'assurance pris en compte pour la surcote et non plus les trimestres de service

		Avant la réforme de 2003	Après la réforme de 2003	Observations
Bonification pour enfant /majoration de durée d'assurance	Enfant né/adopté avant 2004	1 an de bonification accordée à la mère fonctionnaire	1 an de bonification accordé à la mère/père si: - interruption d'activité d'au moins 2 mois (congé maternité, congé parental...) - titulaire au moment de la naissance/adoption - enfants pris en charge avant 01/01/2004 s'ils ont été élevés pendant 9 ans avant leur 21e anniversaire	Si la 2ème condition n'est pas remplie la mère bénéficiera d'une majoration de durée d'assurance de 2 ans à la Cnav
	Enfant né/adopté à compter de 2004		- interruptions d'activité pour les enfants sont prises en compte gratuitement dans la durée de services pour les hommes et les femmes, dans la limite de 3 ans/enfant - une femme n'interrompant pas son activité au-delà du congé de maternité et reprenant son activité à temps plein obtient une majoration de 6 mois de la durée d'assurance tous régimes	
Validation du temps non-travaillé (temps partiel ou interruptions)		Néant	- prise en compte gratuite dans durée de services des interruptions d'activité pour enfant né/adopté après 2004 - surcotisation* possible dans la limite de 4 trimestres	

Encadré 2 : La réforme : un effet révélateur de la durée d'assurance autre que celle acquise dans la fonction publique ?

La durée d'assurance validée dans d'autres régimes que celui de la fonction publique indique le nombre d'annuités cotisées principalement dans le régime général (emplois saisonniers, éventuelle carrière dans le privé, périodes d'emploi non-titulaire dans la fonction publique non validées, etc). Cette durée est une des deux composantes de la durée d'assurance tous régimes. La deuxième composante est la durée de services ne prenant pas en compte la quotité de travail : une année travaillée à mi-temps (sans surcotisation) comptera comme une année complète dans la durée d'assurance tous régimes, alors que cette année compte comme deux trimestres dans le calcul de la durée de services.

La notion d'assurance tous régimes n'intervient dans le calcul de la pension du fonctionnaire que depuis la réforme ; si cette durée est suffisamment longue, elle permet d'éviter une décote, voire de bénéficier d'une surcote. Ainsi, les assurés ont de plus en plus intérêt à déclarer des trimestres acquis dans d'autres régimes que celui de la fonction publique, puisque la durée nécessaire pour atteindre le taux plein augmente (37,5 ans avant 2004 et 40 ans en 2006) et qu'une surcote est mise en place depuis 2004, ainsi qu'une décote depuis 2006.

Les résultats d'une régression logistique, dans laquelle la variable expliquée est le fait de déclarer une durée d'assurance autre que la fonction publique, montrent que les générations les plus récentes déclarent plus souvent une durée d'assurance hors fonction publique. Cet effet pourrait être lié à la réforme des retraites, mais aussi à la progression des carrières des polypensionnés (Chaput, El Mekkaoui, de Freitas, 2005). En outre, logiquement, plus la durée de services dans la fonction publique est élevée, moins il est probable de déclarer une durée d'assurance hors fonction publique, et ce quelle que ce soit la génération. Avant la réforme, les durées d'assurance hors fonction publique n'étaient déclarées que dans les cas d'une carrière relativement longue dans le secteur privé. Après 2004, la déclaration de la durée d'assurance hors fonction publique est plus courante, pour des durées déclarées souvent plus courtes.

Afin d'affiner ces résultats, nous avons mené, sur l'ensemble de l'échantillon, puis pour chaque génération, des régressions (par moindres carrés ordinaires) pour expliquer le nombre de trimestres d'assurance déclarés hors fonction publique par un ensemble de variables individuelles, dont le nombre total d'annuités à 60 ans (y compris bonifications) dans la fonction publique. Ces estimations confirment l'effet révélateur de la réforme : d'une part, les générations les plus récentes déclarent plus souvent des durées hors fonction publique, mais le nombre de trimestres déclarés est plus faible pour ces générations. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un individu appartenant à la génération née en 1945, ayant liquidé sa pension, déclare en moyenne 6,3 trimestres de moins hors fonction publique qu'un individu de la génération 1942. Il semble qu'avant la réforme, seules les personnes disposant d'une longue durée d'assurance hors fonction publique la déclaraient, alors qu'après la réforme, de plus en plus d'enseignants vont déclarer cette durée, même lorsqu'elle est relativement courte. Ainsi seuls 5,2 % des liquidants de la génération née en 1942 ont déclaré des trimestres hors fonction publique, contre plus d'un liquidant sur deux au sein de la génération née en 1946. Par ailleurs, parmi les déclarants de la génération née en 1946, la moitié a déclaré moins de 14 trimestres d'assurance hors fonction publique, alors qu'un déclarant sur deux, parmi ceux nés en 1942, en déclarait plus de 25 (tableau 3). Ces effets de révélation ont déjà été mentionnés par Bozio (2006, 2008). Ce dernier a montré que la réforme de 1993 a incité les individus à faire des efforts pour trouver des trimestres supplémentaires de cotisation. Comme Bozio (2009) le souligne, ce comportement réduit l'effet net moyen d'une augmentation de la durée de cotisation. L'amélioration du système d'information relatif aux retraites peut aussi être la raison de cette meilleure déclaration des durées hors fonction publique.