

Série des Documents de Travail

n° 2011-09

**Une évaluation de l'effet de la
réforme de 2003 sur les départs
en retraite. Le cas des enseignants
du second degré public***

**M. BARATON¹ – M. BEFFY²
D. FOUGÈRE³**

Les documents de travail ne reflètent pas la position du CREST et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of CREST but only the views of the authors.

* Nous remercions tout particulièrement Patrick AUBERT et Didier BLANCHET pour leurs relectures attentives et leurs conseils avisés, ainsi que Cédric AFSA, Sandra CAVACO, Éric DUBOIS, Michel LEMAITRE, Sabrina PERRONNET, Fabienne ROSENWALD, Emmanuelle WALRAET et les participants du séminaire D3E (Insee).

Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

¹ DREES

² INSEE, Département des Etudes Economique d'Ensemble, Division « Redistribution et Politiques Sociales », timbre G210, 15 boulevard Gabriel Péri, BP 100, 92244 Malakoff, France.

³ CREST. www.crest.fr

Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003

sur les départs en retraite

Le cas des enseignants du second degré public

Résumé

Dans le contexte d'une nouvelle réforme des régimes de retraites, il est essentiel d'évaluer l'impact des précédentes réformes. À ce jour, aucune étude empirique relative à l'impact de la réforme de 2003 n'a été conduite, en particulier pour les salariés du secteur public. Cet article apporte quelques éléments de réponse, en fournissant une première évaluation des effets de cette réforme sur le comportement de départ en retraite des enseignants du second degré public.

D'une part, la réforme a bien eu un impact sur la probabilité de partir après 60 ans des enseignants du second degré public, toujours actifs à 60 ans. Pour ceux justifiant d'environ 37,5 années de durée de services à 60 ans, la probabilité de partir entre 60 et 61 ans a augmenté de 9 points.

D'autre part, la réforme semble avoir modifié le comportement face au taux plein des différentes générations d'enseignants du second degré public. 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.

Mots-clés : départ en retraite, réforme des retraites de 2003, enseignants du second degré public, régression sur discontinuité, méthode par appariement

An evaluation of the effect of the 2003 reform on the retirement behaviour

The case of public secondary-school teachers

Abstract

While a new retirement pension reform is currently discussed in France, it is crucial to evaluate previous reforms. Up to now, no evaluation of the 2003 reform is available, particularly for civil servants. This article deals with the impact of this reform on the retirement behaviour of public secondary-school teachers.

On the one hand, the reform has had an impact on the retirement behaviour of secondary-school teachers who still work at 60. The probability to retire between 60 and 61 years old for those who have paid their social contributions for 37.5 years at 60 years old drops by 9 points.

On the other hand, the reform seems to have changed teachers' willingness to get the so-called "full-pension" rate. When the number of missing quarters of social contributions required to benefit from the full pension rate at 60 years old is low, the reform is not found to induce teachers born after 1944 to postpone their retirement after 61 years old. But a large number of missing quarters has still the same effect before and after the reform.

Keywords: retirement pension reform, public secondary-school teachers, propensity score matching, regression-discontinuity

Classification JEL : C21, H55, J26

Introduction

Dans le contexte d'une nouvelle réforme des régimes de retraites, il est essentiel d'évaluer l'impact des précédentes réformes, et tout particulièrement leurs incidences sur les comportements de départ en retraite. 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.

À ce jour, il est possible d'évaluer partiellement l'effet de la réforme de 2003. Cette évaluation ne peut être que partielle, car il est nécessaire d'attendre qu'au moins une génération touchée par la réforme soit entièrement partie en retraite avant de pouvoir tirer des conclusions définitives pour chacune des modifications introduites. À notre connaissance, aucune étude empirique relative à l'impact de la réforme de 2003 n'a été conduite jusqu'à présent, en particulier pour les salariés du secteur public. Ce document apporte donc 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.

Les travaux ayant examiné les effets des réformes des retraites 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, Échantillon Inter-régimes de Retraités 2001, 2004, et Échantillon 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. Nous ne pouvons pas estimer des élasticités aux trimestres manquants car nous ne disposons pas de générations entièrement parties en retraite. Mais les données que nous utilisons fournissent des informations à la fois sur les personnes parties en retraite et sur celles qui ne sont pas encore parties.

Après avoir décrit le comportement de départ en retraite des enseignants du second degré appartenant aux générations nées entre 1940 et 1946, nous nous poserons 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, est-ce que la réforme a modifié le comportement face au taux plein des différentes générations d'enseignants du second degré public ? Pour chacune des générations nées entre 1940 et 1946, nous comparons la probabilité de départ entre 60 et 61 ans des individus qui n'ont pas la durée nécessaire au taux plein, et celle de ceux qui l'ont par une méthode par appariement. 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.

I - 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 a eu pour principal objectif de les rapprocher 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. Au nom du principe communautaire d'égalité de rémunération entre les hommes et les femmes, elle a par ailleurs étendu aux pères de trois enfants la possibilité de départ après quinze années de service (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 auquel un individu a le droit de partir en retraite, ou comme la prise en compte de nouvelles périodes assimilées (c'est-à-dire de périodes prises en compte gratuitement dans la durée de services).

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.

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, avec un plafonnement 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.

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.

	Avant la réforme de 2003	Après la réforme de 2003	Observations
Âge d'ouverture des droits	- 60 ans pour les sédentaires - 50 ou 55 ans pour les actifs - remplir les 15 ans de service sauf cas particuliers, comme l'invalidité - 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	- 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 à compter du 1er janvier 2009 (PLSS 2009) soit 1,25% par trimestre supplémentaire 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 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	1 an de bonification accordée à la mère fonctionnaire - 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	

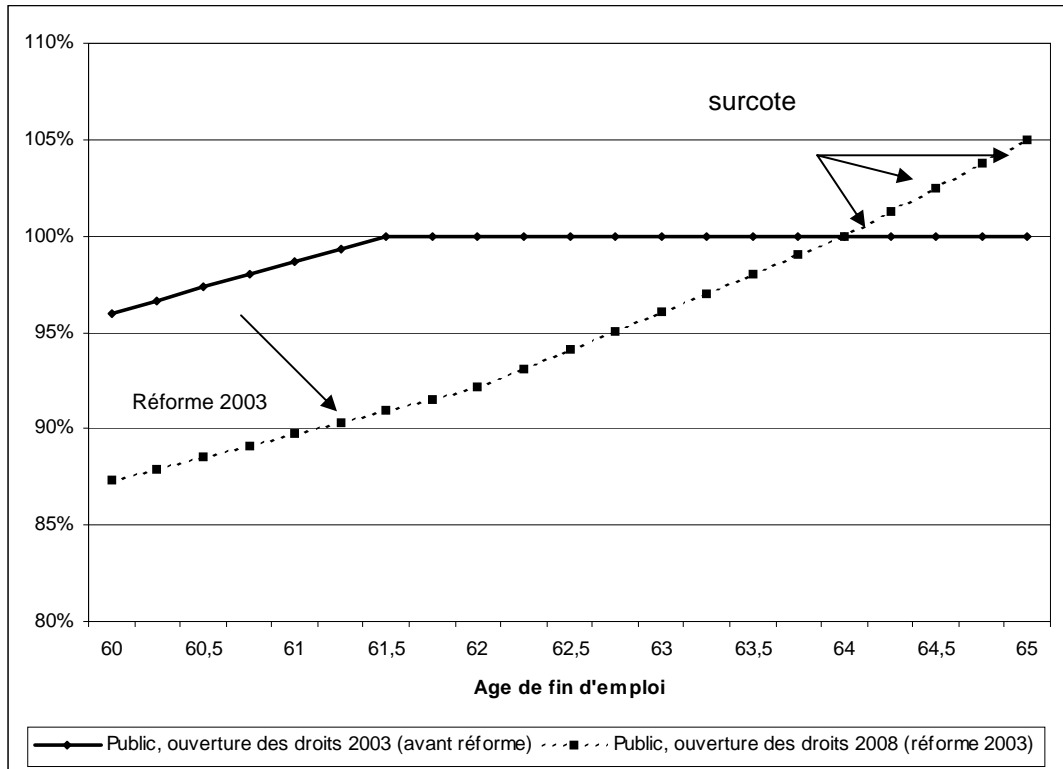
L'annulation de la décote, comme l'obtention d'une surcote, reposent sur la *durée d'assurance tous régimes*. Celle-ci correspond au total de la durée de services et bonifications, et des durées d'assurance dans les autres régimes de retraite de base obligatoires. Avant la réforme, n'existaient ni décote ni surcote dans la fonction publique, 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 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. Ainsi depuis 2003, la pension est calculée selon la règle suivante :

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

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. Avant la réforme, une personne ayant validé 144 trimestres à 60 ans percevait 96 % de sa pension à taux plein si elle partait à 60 ans, et 100% si elle partait au-delà de 61,5 ans, sous réserve qu'elle ait validé les périodes entre 60 ans et son départ (cf. figure 1). Après la réforme, en raison de l'allongement de la durée nécessaire au taux plein et de l'introduction de la décote, cette même personne perçoit 87,3 % de sa « pleine » pension si elle part à 60 ans. Elle doit attendre 64 ans pour obtenir sa pension au taux plein. Elle peut en revanche dépasser les 100 % si elle poursuit son activité au-delà de 64 ans du fait de la surcote.

**Figure 1 : Montant de la retraite selon l'âge de fin d'emploi, en % d'une retraite « pleine »
(pour une personne ayant validé 144 trimestres à l'âge de 60 ans)**



Note de lecture : Avant la réforme 2003, une personne ayant cotisé 144 trimestres (soit 36 ans) à 60 ans perçoit 96 % de sa pension "pleine". Il atteindra 100 % de cette retraite "pleine" à 61,5 ans, c'est-à-dire lorsqu'il aura validé 37,5 ans. Après la réforme, ce même individu perçoit 87,3 % de sa pension "pleine". Du fait de l'allongement de la durée nécessaire au taux plein et à l'introduction de la décote, il atteint 100 % de sa pension "pleine" à 64 ans, lorsqu'il aura cotisé 160 trimestres (soit 40 ans). S'il poursuit son activité au-delà de 64 ans, il bénéficiera d'une surcote.

Source : graphique extrait de la présentation de Patrick Aubert à la séance du COR du 30 juin 2010.

II - Les données

Les données que nous utilisons sont extraites de deux sources statistiques gérées par le service des pensions du ministère de l'Éducation 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 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 (encadré 2). 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'Éducation 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

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.

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

« 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.

Encadré 2 : 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'Échantillon Inter-régimes des Retraités⁷ (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 nette augmentation de l'âge moyen de départ depuis 2006

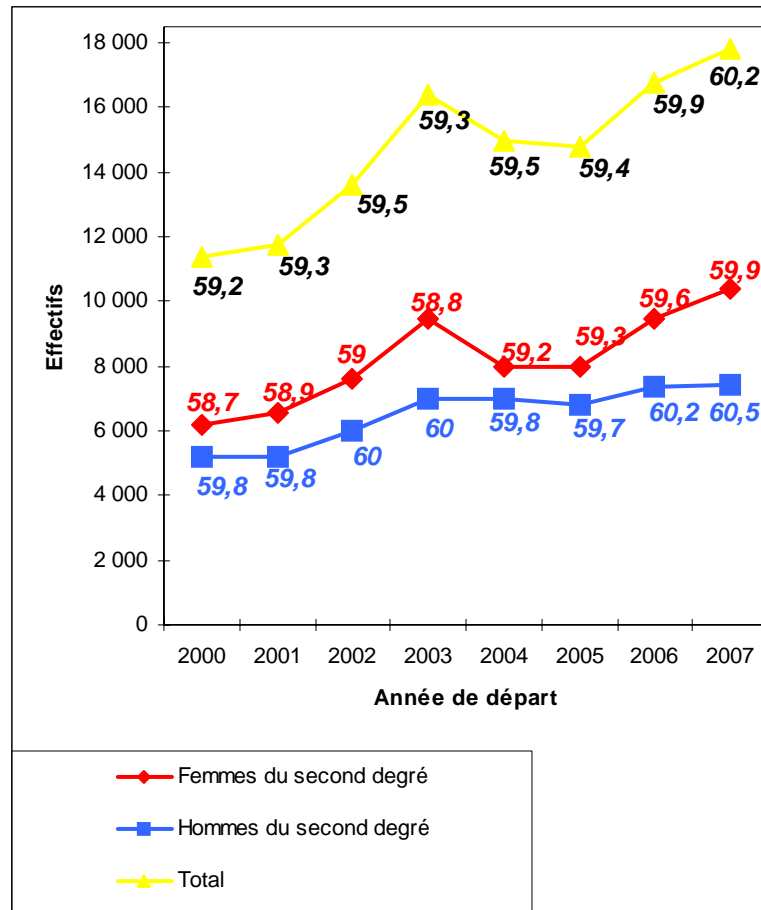
Entre 2000 et 2007, 14 700 enseignants du second degré public sont partis en retraite chaque année en moyenne. En 2003, ces départs augmentent de plus de 20 %. Ces pics de départ pourraient s'expliquer par l'annonce de la réforme des retraites du 21 août 2003 : 2003 marque l'annonce de la réforme, avec 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.

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 2). 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. Il y a évidemment une forte présomption que cette augmentation de l'âge de liquidation résulte de la réforme, mais ce sera le but de notre analyse que de la confirmer de manière plus rigoureuse.

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.

⁷ L'Échantillon 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.

Figure 2 : 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

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 surcote⁸, 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 ans⁹. Pour chacune des générations nées entre 1940 et 1946, l'âge modal de départ en retraite se situe à 60 ans (cf. figures 3 et 4). 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

⁸ 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.

⁹ Quelques cas particuliers, comme les parents de trois enfants ou les invalides, peuvent partir à la retraite avant 60 ans.

fin d'observation, soit le 31 décembre 2007¹⁰. 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 des générations nés en 1944, 1945 et 1946. 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 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 3, 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.

¹⁰ 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.

Figure 3 : Distribution des âges de départ des générations 1944 à 1946

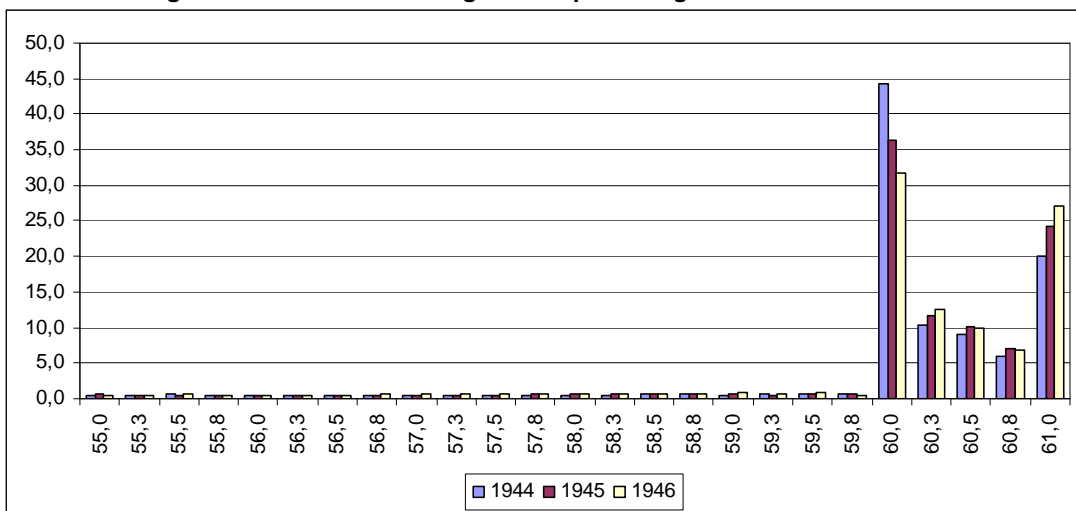
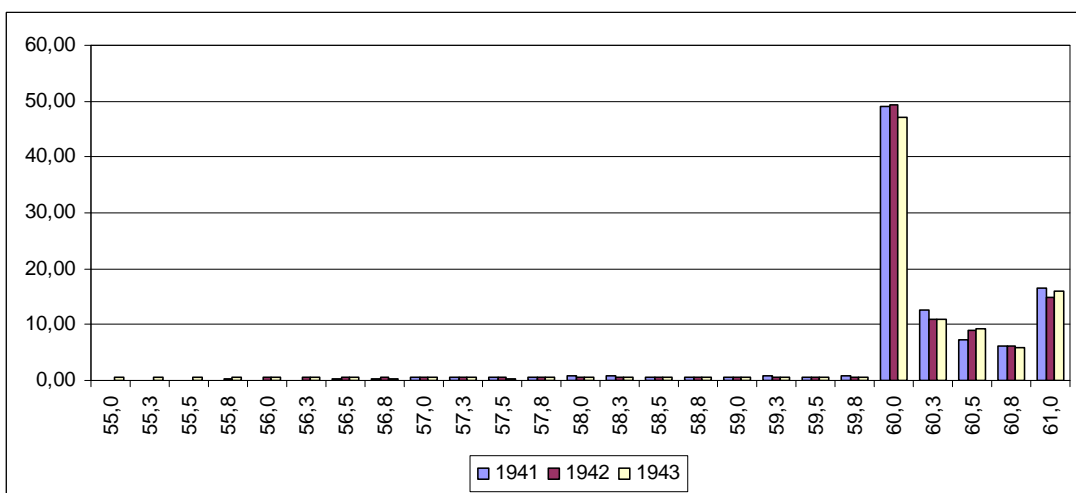


Figure 4 : Distribution des âges de départ des générations 1941 à 1943



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.

Encadré 3 : 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 correspond au 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 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). 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.

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.

Quelles personnes sont touchées par la réforme ?

Pour vérifier si la coïncidence entre réforme et augmentation de l'âge de liquidation constatée sur la figure 2 peut s'interpréter de manière causale, nous allons reprendre la présentation utilisée par Bozio (2008), afin d'identifier 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. Par ailleurs, certains individus peuvent maintenant bénéficier de la surcote s'ils choisissent de décaler leur départ en retraite au-delà de la date à laquelle ils peuvent prétendre au taux plein. 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 ne représentent que 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 évalués de façon différenciée l'effet de la surcote et l'effet de l'allongement de la durée nécessaire à l'obtention du taux plein.

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 < 37,5ans	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 yc bonifs.

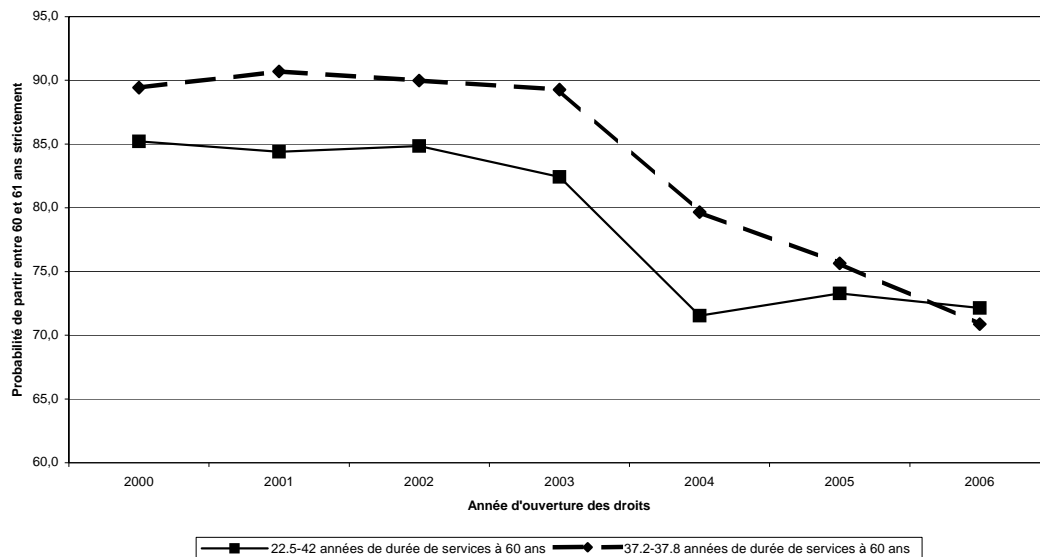
Note de lecture : 63,8 % de la génération 1944 ont une année d'ouverture des droits postérieure (AOD) postérieure à 2004. 45,6 % de cette génération ont une année d'ouverture des droits supérieure à 2004 et une durée de services yc bonifications inférieure à la durée nécessaire pour l'obtention du taux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

III - 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 (cf. encadré 4). 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 à 60 ans entre 37,2 et 37,8 années. Ce sont des personnes qui auraient pu liquider au taux plein entre 60 et 61 ans avant la réforme, mais qui ne le peuvent plus ensuite. 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 5 : 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.

Figure 5 : Probabilité de partir entre 60 et 61 ans strictement en fonction de l'année d'ouverture des droits



Champ : les enseignants titulaires du second degré public, actifs à 60 ans, nés entre 1940 et 1946, dont l'année d'ouverture des droits se situe entre 2000 et 2006.

Note de lecture : la courbe en trait plein retrace la probabilité de partir entre 60 et 61 ans pour les personnes justifiant à 60 ans d'une durée de services comprise entre 22,5 et 42 années, celle en pointillés concerne les personnes justifiant à 60 ans d'une durée de services comprise entre 37,2 et 37,8 années.

Afin d'évaluer l'effet moyen du « traitement » (c'est-à-dire ici de la réforme de 2003) parmi ces individus, nous retenons un modèle de probabilité linéaire défini de la façon suivante :

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

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).

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 se révèle 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 3 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 en général 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. 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 (figure 6) : sur le champ des enseignants du second degré actifs à 60 ans et ayant entre 37,2 et 37,8 années de services à 60 ans, on observe 66 % de départ entre 60 et 60,5 ans. Sans la réforme, ces mêmes départs seraient estimés à 83 %¹³.

¹³ On rappelle 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.

Tableau 3 : 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)

Départ entre 60 ans et 61 ans strictement	1 60,25	2 60,5	3 60,75	4 61	5 61,25	6 61,5	7 61,75	8 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 Compteur_aod	-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)*(aod>=2004)	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)
Nombre d'observations	5398	5398	5398	5398	5398	5398	5398	5398
R ²	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 :

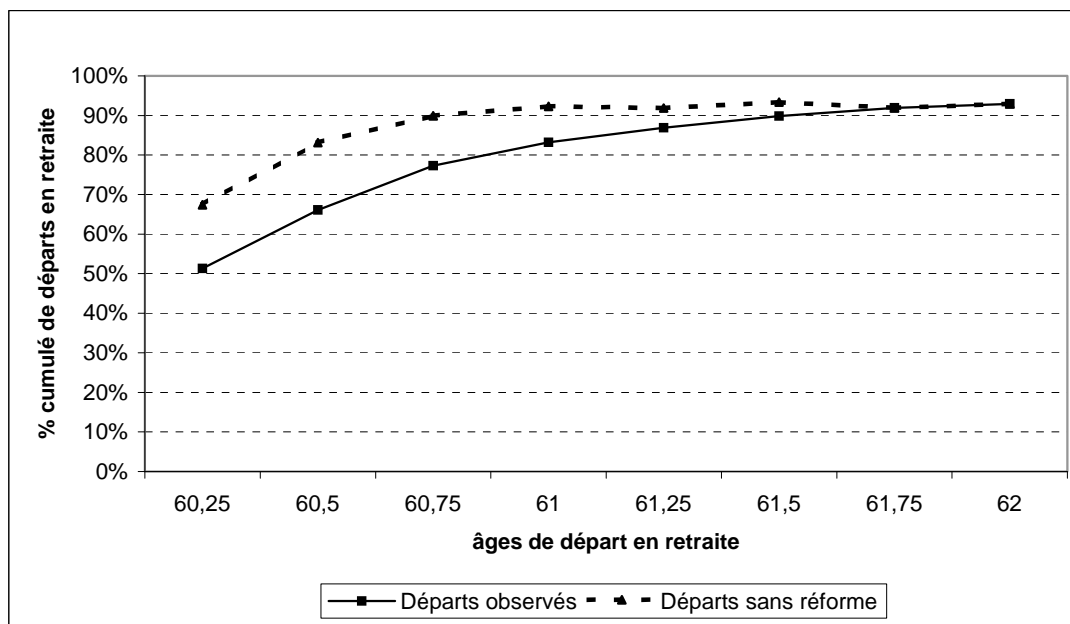
*** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %

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 6 : Effet de la réforme sur les 37,2-37,8 évaluée par régression discontinuité



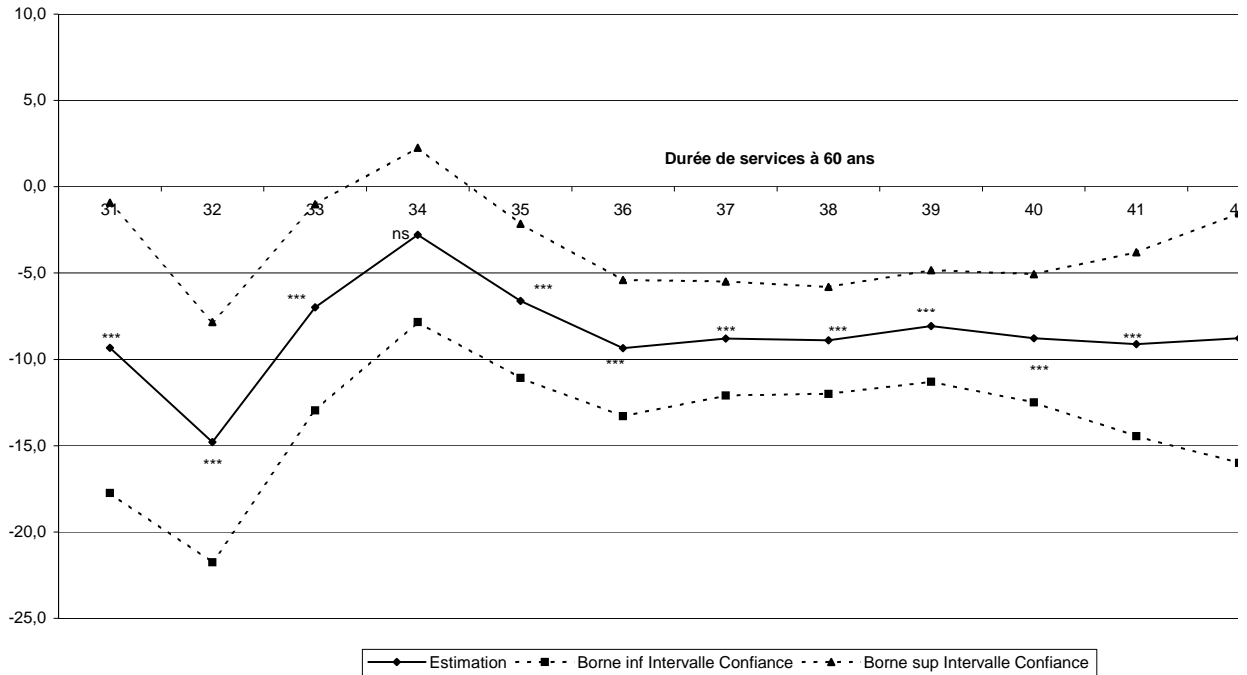
Champ : les enseignants du second degré, toujours actifs à 60 ans, des générations 1940 à 1946 dont l'AOD est comprise entre 2000 et 2006

Note de lecture : on observe 66% des départs avant 60,5 ans strictement, mais sans réforme ces mêmes départs seraient estimés à 83%.

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 [31,32[, et ce jusqu'à [42,43[années de services (cf. figure 7). Cette figure fait clairement apparaître que l'effet de la réforme est sensiblement le même pour des durées de services comprises entre 36 et 42 années de durées de services. On aurait pu s'attendre à ce que la réforme soit neutre pour les personnes ayant des durées élevées à 60 ans, mais la surcote introduite par la réforme peut l'expliquer.

Figure 7 : 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 diminué de 15 points suite à la réforme.

Encadré 4 : la méthode de régression avec discontinuité

On postule pour chaque individu l'existence de deux variables de résultat, l'une en présence du traitement, l'autre en l'absence du « traitement », notées respectivement Y_1 et Y_0 . Le « traitement » dépend ici de manière déterministe de l'année d'ouverture des droits notée S : $T_i = 1(S_i \geq 2004)$. On est donc dans un cas d'une régression avec discontinuité stricte (*sharp regression discontinuity design*).

On souhaite mesurer l'effet moyen du traitement au point de discontinuité, i.e.

$$\Delta^{ATE} = E(Y_1 - Y_0 | S=2004).$$

Lorsque les variables latentes de résultat sont continues au point de discontinuité, alors

$$\begin{aligned} E(Y_1 - Y_0 | S=c) &= E(Y_1 | S \rightarrow c^+) - E(Y_0 | S \rightarrow c^-) \\ &= E(Y | T=1, S \rightarrow c^+) - E(Y | T=0, S \rightarrow c^-) \end{aligned}$$

Une simple régression par moindres carrés ordinaires autour du point de discontinuité de la variable de résultat Y sur une variable indicatrice de traitement, et des variables continues en la variable S fournit un estimateur de l'effet du traitement au point de discontinuité.

IV - Modification du comportement face au taux plein

Au vu des premiers résultats, la réforme a donc bien modifié le comportement de départ après 60 ans. Pour autant, ceci ne veut pas dire que les individus vont répondre mécaniquement au décalage de l'accès au taux plein. Le comportement de recherche du taux plein peut lui aussi avoir évolué. C'est à cette seconde question que nous allons maintenant nous intéresser. 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 pour chaque génération l'effet de quelques trimestres manquants par rapport au taux plein. 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 manquants¹⁴ pour accéder au taux plein à 60 ans¹⁵ 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 » (cf. encadré 5) et ce, génération par génération. Le principe général peut se résumer comme suit : à chaque individu du groupe « test », qui est à un certain nombre de trimestres du taux plein à 60 ans, on associe un jumeau statistique du groupe « témoin » i.e un individu qui a les mêmes caractéristiques mais qui bénéficie d'un nombre de trimestres lui assurant le taux plein à 60 ans. On compare ensuite la probabilité de départ entre 60 et 61 ans des individus n'ayant pas le taux plein à 60 ans à celle de leurs jumeaux. L'idée est de s'approcher au maximum d'une évaluation « toutes choses égales par ailleurs » de cet effet de la distance au taux plein.

Sachant qu'il peut être difficile d'apparier strictement sur les mêmes caractéristiques, Rosebaum et Rubin (1983) ont proposé une méthode d'appariement sur le score de propension : on apparie les individus non pas sur leurs variables caractéristiques X mais sur le score de propension $p(X)$ ¹⁶, c'est-à-dire la probabilité qu'il manque un certain nombre de trimestres à l'individu à 60 ans. Cette fonction $p(X)$ doit être estimée dans une première étape car elle est inconnue. Dans une deuxième étape, on doit vérifier que la fonction estimée vérifie bien une propriété dite d'« équilibrage » et que, pour chaque individu ne bénéficiant pas du taux plein à 60 ans, il existe au moins un individu bénéficiant du taux plein à 60 ans et ayant le même score de propension. Cette étape plus technique est décrite en Annexe. La dernière étape consiste à estimer le contrefactuel : plusieurs possibilités existent pour le faire. Nous avons privilégié l'estimateur à noyau gaussien. Chaque individu d'une génération donnée ne bénéficiant pas d'assez de trimestres à 60 ans pour avoir le taux plein est comparé à tous les individus bénéficiant d'assez de trimestres à 60 ans pour obtenir le taux plein, mais en pondérant ces derniers d'un poids inversement proportionnel à leur « distance » avec l'individu d'intérêt. Cette distance correspond à la différence des scores de propension.

Revenons sur la première étape i.e. sur l'estimation de 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 4) :

- Dans le premier cas, les personnes du groupe test sont les personnes à qui il manque, à 60 ans, entre 1 et 4 trimestres pour avoir le taux plein. Elles seront appariées aux personnes qui disposent, à 60 ans, de 0 à 3 trimestres supplémentaires par rapport à la durée nécessaire pour obtenir le taux plein.
- Dans le second cas, nous considérons les personnes à qui il manque, à 60 ans, de 3 à 6 trimestres pour obtenir le taux plein. Elles seront appariées aux mêmes personnes que dans le premier cas.

¹⁴ Le nombre de trimestres manquants doit être relativement faible afin de considérer des individus « proches » du taux plein.

¹⁵ Rappelons que la notion de taux plein repose dans l'étude sur la durée de services incluant les bonifications.

¹⁶ Pour les propriétés que doit vérifier cette fonction synthétique, voir encadré 4.

Tableau 4 : Caractérisation des individus n'atteignant pas le taux plein à 60 ans, selon la génération

Génération	Durée nécessaire pour le taux plein	Groupe test Individus n'atteignant pas le taux plein	Groupe témoin Individus accédant au taux plein
Petite Fenêtre			
1942	150 trimestres = 37,5 ans	[36,5 ; 37,5 [[37,5 ; 38,5 [
Effectifs		1 082	1 464
1943	150 trimestres = 37,5 ans	[36,5 ; 37,5 [[37,5 ; 38,5 [
Effectifs		1 302	1 632
1944	152 trimestres = 38 ans	[37 ; 38 [[38 ; 39 [
Effectifs		1 458	1 486
1945	154 trimestres = 38,5 ans	[37,5 ; 38,5 [[38,5 ; 39,5 [
Effectifs		1 336	1 323
1946	156 trimestres = 39 ans	[38 ; 39 [[39 ; 40 [
Effectifs		1 715	1 588
Grande Fenêtre			
1942	150 trimestres = 37,5 ans	[36 ; 37 [[37,5 ; 38,5 [
Effectifs		1 030	1 464
1943	150 trimestres = 37,5 ans	[36 ; 37 [[37,5 ; 38,5 [
Effectifs		1 213	1 632
1944	152 trimestres = 38 ans	[36,5 ; 37,5 [[38 ; 39 [
Effectifs		1 342	1 486
1945	154 trimestres = 38,5 ans	[37 ; 38 [[38,5 ; 39,5 [
Effectifs		1 266	1 323
1946	156 trimestres = 39 ans	[37,5 ; 38,5 [[39 ; 40 [
Effectifs		1 674	1 588

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 nombre d'enfants, l'âge d'entrée dans la fonction publique¹⁷ et la durée d'assurance déclarée 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 5 et 6 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. Rappelons que ces variables doivent influencer à la fois le fait d'avoir un nombre suffisant mais aussi un nombre insuffisant de trimestres à 60 ans pour obtenir le taux plein (même si l'effet peut et doit être différent), afin de pouvoir réaliser ensuite l'appariement sur ce score de propension.

Dans la dernière étape, procédons à l'appariement qui permet d'estimer pour chaque individu ne possédant pas assez de trimestres à 60 ans, la probabilité qu'il aurait eu de partir entre 60 et 61 ans s'il en avait eu assez. Cette probabilité peut donc être comparée à la valeur observée. L'impact d'un certain nombre de trimestres manquants à 60 ans est estimé comme la moyenne empirique de ces écarts calculée sur l'ensemble des individus d'une génération donnée ne justifiant pas d'assez de trimestres à 60 ans. Les résultats sont présentés dans le tableau 8 et commentés ci-après.

Avec la plus petite fenêtre, tous les estimateurs obtenus sont négatifs : 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. 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'il ne leur en avait pas manqué. Au sein des générations nées entre 1944 et 1946, donc celles touchées par la réforme, les individus à qui il manque entre 1 et 4 trimestres à 60 ans n'auraient pas avancé leur départ s'il ne leur en avait pas manqué. Pour ces générations, le nombre de trimestres manquants n'est pas suffisant pour entraîner un report de leur départ au-delà de 61 ans.

¹⁷ Cette variable est manquante pour 4,65 % des individus.

Tableau 5 : 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)
Professeur Certifié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
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)
Homme marié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
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*	0,057*** (0,009)	0,054*** (0,009)	0,065*** (0,009)	0,07*** (0,01)	0,05*** (0,009)
Indicatrice d'âge non-manquant					
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 6 : 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 (0.118)	-0.0386 (0.110)	-0.0807 (0.113)	-0.0634 (0.129)	-0.309*** (0.117)
<i>Trimestre 2</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<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

Les résultats pour la plus grande fenêtre sont différents. En augmentant le nombre de trimestres manquants à 60 ans pour l'obtention du taux plein, on remarque que les estimateurs obtenus sont presque tous significatifs et négatifs (tableau 7). Les personnes nées en 1942, à qui il manque 3 à 6 trimestres pour avoir le taux plein à 60 ans, auraient eu une probabilité de départ avant 61 ans supérieure de 7,4 points s'ils avaient bénéficié d'un

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.

Tableau 7 : Estimateurs de l'effet d'un nombre de trimestres manquants à 60 ans sur la probabilité de partir entre 60 et 61 ans (petite et grande fenêtres)

	Méthode du noyau gaussien	
	Petite Fenêtre	Grande Fenêtre
1942	-0,043** (0,018)	-0,074*** (0,018)
1943	-0,035** (0,017)	-0,056*** (0,017)
1944	-0,01 (0,017)	-0,02 (0,017)
1945	-0,016 (0,02)	-0,054*** (0,02)
1946	-0,028 (0,018)	-0,062*** (0,018)

Niveau de significativité : *** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.

L'écart-type de l'estimateur est obtenu en appliquant les méthodes de bootstrap, ce qui consiste à répliquer l'ensemble de la procédure d'estimation sur un échantillon tiré aléatoirement avec remise dans l'échantillon initial, et à déterminer l'écart-type de la distribution de l'ensemble des estimateurs ainsi obtenus. Cet écart-type doit aussi prendre en compte le fait que le score n'est pas connu et est de ce fait estimé. Chaque étape du bootstrap doit ainsi comprendre non seulement l'appariement sur l'échantillon tiré, mais aussi l'estimation du score. Par conséquent, l'estimation de l'écart-type peut être coûteuse en temps de calcul.

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 elle est loin d'être suffisante. En effet, la même méthode a été appliquée 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 qui ne sont pas touchées par la réforme. 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. Rappelons toutefois que la décote n'a été introduite qu'en 2006. Avec son durcissement progressif, l'effet distance au taux plein devrait finir par s'amplifier même lorsque la durée manquante est faible.

Encadré 5 : le « matching » ou méthode d'appariement

La méthode de matching mise en œuvre dans la section 5 pour tester l'effet de la distance au taux plein, comme la méthode de régression par discontinuité, fait partie des méthodes couramment utilisées pour évaluer des effets de politiques publiques. Pour rappeler son principe, on peut raisonner à nouveau en terme d'effets de traitements. Ce traitement, noté T , est défini à partir de la durée de services acquise à 60 ans, y compris bonifications éventuelles. Si celle-ci est inférieure à la durée nécessaire à l'obtention du taux plein, l'individu est dit « traité » ($T = 1$) - il lui manque des trimestres pour atteindre le taux plein -, sinon l'individu n'est pas « traité » ($T = 0$).

Pour chaque individu, on postule l'existence de deux variables de résultat, l'une en présence du traitement, l'autre en l'absence du traitement, notées respectivement Y_1 et Y_0 (voir, par exemple, Caliendo et Kopeinig, 2008). On s'intéresse par exemple à la propension à partir à la retraite entre 60 et 61 ans, sachant qu'ils sont toujours actifs à 60 ans. L'effet causal du traitement au niveau individuel est mesurée par $Y_1(i) - Y_0(i)$ mais une seule de ces deux grandeurs est observée. La variable de résultat observée est donc définie comme $Y(i) = T(i).Y_1(i) + (1 - T(i)).Y_0(i)$. Le but des méthodes d'évaluation est d'estimer une valeur contrefactuelle pour Y , i.e. la valeur de Y qui n'est pas observée.

Les grandeurs d'intérêt sont l'effet moyen du traitement, noté Δ^{ATE} , et l'effet moyen du traitement sur les traités, noté Δ^{ATT} . Ces deux paramètres sont définis comme :

$$\begin{aligned}\Delta^{ATE} &= E(Y_1 - Y_0) \\ \Delta^{ATT} &= E(Y_1 - Y_0 | T = 1).\end{aligned}$$

L'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) correspond à l'effet de la politique sur ceux qui en ont bénéficié, l'effet moyen du traitement (ATE) à l'effet qu'aurait eu cette même politique si elle avait été appliquée à l'ensemble de la population.

Si les variables de résultat sont indépendantes de la variable de traitement, c'est-à-dire si $(Y_1, Y_0) \perp T$, il est possible d'identifier les paramètres Δ^{ATE} et Δ^{ATT} préalablement définis. Mais cette indépendance inconditionnelle est improbable : les bénéficiaires (ou « traités ») et les non-bénéficiaires (ou « non-traités ») diffèrent notamment par la distribution des caractéristiques individuelles observables, qui affectent l'accès au traitement. Une condition moins restrictive consiste à considérer qu'il existe un ensemble de variables observables X qui assure la propriété d'indépendance entre les résultats latents (Y_1, Y_0) et l'affectation au traitement, conditionnellement à ces variables X , soit :

$$(Y_1, Y_0) \perp T | X$$

Cette propriété est souvent appelée « *Conditional Independence Assumption* », ou CIA en abrégé. Ainsi, conditionnellement aux variables individuelles observables X , on se situe dans le cadre d'une affectation aléatoire au traitement. La « randomisation » serait désormais assurée par les covariables X plutôt que par un processus aléatoire d'affectation. La condition d'identification du paramètre Δ^{ATT} est moins forte, puisqu'elle ne nécessite que l'indépendance entre le résultat potentiel en l'absence de traitement et le traitement, soit $Y_0 \perp T | X$.

Le principe de la méthode d'appariement est d'utiliser les informations dont on dispose sur les individus non traités pour construire, pour chacun des individus traités, un contrefactuel, et inversement. Par exemple, l'effet causal du traitement sur les traités est :

$$\begin{aligned}\Delta^{ATT} &= E(Y_1 - Y_0 | T = 1) = E(Y - Y_0 | T = 1) \\ &= E[Y - E(Y_0 | X, T = 1) | T = 1] \\ &= E[Y - E(Y_0 | X, T = 0) | T = 0] \text{ (en raison de l'hypothèse CIA)} \\ &= E[Y - E(Y | X, T = 0) | T = 1]\end{aligned}$$

Le problème est donc d'estimer pour chaque individu traité, de caractéristiques observables x_i , la quantité $E(Y | X = x_i, T = 0) = g(x_i)$. Une fois cette quantité estimée, l'estimateur final est obtenu comme la moyenne des écarts de la situation des individus traités et du contrefactuel construit :

$$\hat{\Delta}^{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} (Y_i - \hat{g}(x_i)) \text{ où } I_1 \text{ est le sous-échantillon des individus traités et } N_1 \text{ est le nombre}$$

d'individus traités.

Le problème de dimension du vecteur X est fortement réduit par une propriété mise en évidence par Rosenbaum et Rubin (1983) : si la variable de résultat Y_0 est indépendante de l'accès au traitement T conditionnellement aux variables observables X , alors elle est également indépendante de T conditionnellement au score de propension $P(X)$

$$(Y_1, Y_0) \perp T | X \Rightarrow (Y_1, Y_0) \perp T | P(X)$$

où $P(X) = P(T = 1 | X)$ désigne la probabilité d'être traité conditionnellement à X , et est appelé score de propension.

On obtient alors :

$$\begin{aligned} \Delta^{ATT} &= E(Y_1 - Y_0 | T = 1) \\ &= E[E\{(Y_1 - Y_0) | T = 1, P(X)\} | T = 1] \\ &= E[E\{Y_1 | T = 1, P(X)\} - E\{Y_0 | T = 0, P(X)\} | T = 1] \\ &= E[E\{Y | T = 1, P(X)\} - E\{Y | T = 0, P(X)\} | T = 1] \end{aligned}$$

De la même façon, on obtient:

$$\begin{aligned} \Delta^{ATU} &= E(Y_1 - Y_0 | T = 0) \\ &= E[E\{Y | T = 1, P(X)\} - E\{Y | T = 0, P(X)\} | T = 0] \end{aligned}$$

On en déduit l'effet moyen du traitement :

$$\Delta^{ATE} = E(Y_1 - Y_0 | T = 1) P(T = 1) + E(Y_1 - Y_0 | T = 0) P(T = 0)$$

Il n'est donc pas nécessaire d'apparier les individus sur l'ensemble des variables de conditionnement. Il suffit de les apparier sur leur score de propension, lequel constitue un résumé unidimensionnel de l'ensemble de ces variables. Les individus non-traités, notés \tilde{i} , qui sont apparés avec l'individu traité i , vérifient alors $P(x_i) = P(x_{\tilde{i}})$.

L'appariement réalisé sur la base du score de propension doit en principe équilibrer la distribution des variables explicatives X dans les deux groupes, le groupe de traitement et le groupe de contrôle. Cette propriété du score de propension, ainsi défini comme un score d'équilibrage (*balancing score*), est un corollaire du théorème de Rosenbaum et Rubin (1983). Elle signifie que :

$$T \perp X | P(X)$$

Si, après conditionnement par le score $P(X)$, la variable T dépend encore de X , le modèle utilisé pour estimer $P(X)$ est mal spécifié, ou bien l'hypothèse $(Y_1, Y_0) \perp T | X$ n'est pas valide.

L'estimateur retenu ici est un estimateur à noyau, tel que proposé par Heckman, Ichimura et Todd (1998). Le principe consiste à associer, à la variable de résultat de chaque individu traité i , une moyenne pondérée des variables de résultat des individus non traités à l'aide de poids qui sont inversement proportionnels à la distance entre les scores de propension des deux types d'individus. Chaque individu non traité participe à la construction du contrefactuel de l'individu traité i , avec un poids qui varie en fonction inverse de la distance entre son score et celui de l'individu traité considéré. L'un des estimateurs à noyau les plus simples s'écrit :

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}^{ATT} &= \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left(Y_{1i} - \frac{\sum_{j \in I_0} Y_{0j} \times K\left(\frac{P_j - P_i}{h}\right)}{\sum_{k \in I_0} K\left(\frac{P_k - P_i}{h}\right)} \right) \\ \hat{\Delta}^{ATU} &= \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left(Y_{1i} - \frac{\sum_{j \in I_0} Y_{0j} \times K\left(\frac{P_j - P_i}{h}\right)}{\sum_{k \in I_0} K\left(\frac{P_k - P_i}{h}\right)} \right) \end{aligned}$$

$$\text{où } W(i, j) = \frac{K\left(\frac{P_j - P_i}{h}\right)}{\sum_{k \in I_0} K\left(\frac{P_k - P_i}{h}\right)}$$

Dans ces expressions, $K(\cdot)$ est une fonction noyau (*kernel function*), et h est la fenêtre d'estimation (*bandwidth parameter*). Heckman, Ichimura et Todd (1998) montrent que, sous certaines hypothèses de régularité, cet estimateur est convergent, asymptotiquement normal, avec une vitesse de convergence en racine carrée de n , où n est la taille de l'échantillon. Dans notre application, cet estimateur a été calculé en utilisant les modules *psmatch2* (Leuven et Sianesi, 2003) et *pscore* (Becker et Ichino, 2002) du logiciel *Stata*.

Annexe

Afin de valider la méthode par appariement, il faut vérifier la propriété d' « équilibrage » par le score de propension des variables explicatives choisies, et déterminer le support commun de la probabilité de ne pas bénéficier d'assez de trimestres pour obtenir le taux plein, et de celle d'en posséder assez.

Détermination du support commun

Afin de déterminer ce support commun, on supprime tout d'abord les individus à qui il ne manque pas de trimestres à 60 ans et dont le score de propension estimé est inférieur au minimum des scores de propension estimés sur le groupe des personnes à qui il manque des trimestres à 60 ans pour avoir le taux plein ; on procède ensuite de façon symétrique pour ces derniers (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 à qui il manque des trimestres à 60 ans pour avoir le taux plein, de caractéristiques X données, n'existait aucune personne à qui il ne manque pas de trimestres au même âge et de même score de propension $p(X)$.

Équilibrage

L'appariement sur la base du score de propension $p(X)$ doit par ailleurs équilibrer la distribution¹⁸ 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.

¹⁸ 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 extrême ont été retirés, soient 2 individus supprimés pour la génération 1945.

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.

Leuven E. et Sianesi B., 2003, « PSMATCH2 : Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing », *Statistical Software Components S432001*, Boston College Department of Economics.

Rosenbaum Paul R. et Rubin Donald B., 1983, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, n°1, pp. 41-55.

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.