

# CEPREMAP

CENTRE POUR LA RECHERCHE ECONOMIQUE ET SES APPLICATIONS

Les réformes des retraites de 1993 et 2003 vont elles conduire à un allongement des carrières professionnelles ?

Antoine Bozio

Avril 2006

Docweb n° 0605

## Les réformes des retraites de 1993 et 2003 vont-elles conduire à un allongement des carrières professionnelles ?

**Résumé:** Ce papier vise à estimer l'effet des hausses de la durée requise de cotisation des réformes 1993 et 2003 des retraites sur l'allongement de la durée des carrières en France. L'utilisation des données administratives et exhaustives de la CNAV (1994-2003) nous permet de rendre compte empiriquement de l'élasticité de l'âge de liquidation de la retraite à la durée requise de cotisation, lors de la réforme de 1993. Nous utilisons l'application variable de la réforme selon la génération et la durée d'assurance pour identifier précisément celle-ci par une méthode en double différence. Nos résultats laissent à penser qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein s'est traduit par une augmentation de moins de 1,5 mois de l'âge à la liquidation, correspondant à une élasticité estimée de 0,54. D'après nos estimations, l'impact de long terme des réformes de 1993 et de 2003 sur l'offre de travail devrait conduire à une augmentation du PIB entre 2 et 3 % à l'horizon 2020.

Mots clefs : réforme des retraites, élasticité de l'offre de travail, durée de cotisation  
Classification JEL : H55, J26

### Will the 1993 and 2003 French Pension Reform increase length of career ?

**Abstract :** This paper offers the first *ex post* evaluation of the incentive effects of the 1993 French pension reform. This reform was meant both to reduce the replacement rate and to increase the retirement age of private sector employees. In order to induce later retirement, the government increased the time required to obtain a full rate pension from 37.5 to 40 years. We use both the Échantillon Interrégime des Retraités (EIR 2001) and comprehensive administrative data from the Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse (CNAV 1994-2003) in order to estimate the response of retirement age to the length of contribution necessary to obtain the full rate. We take advantage of the fact that different groups were affected differently by the reform (depending both on birth year and contribution length at age 60) in order to identify precisely the behavioral impact of changing incentives, using a difference-in-difference approach. We find that one additional quarter of necessary contribution led to an average increase of 1.5 months in retirement age, corresponding to a coefficient response of 0.54. According to our estimates, the long term labor supply impact of the 1993 and 2003 reform should lead to an increase in GDP between 2 and 3 % by the year 2020.

Keywords : pension reform, Social Security, retirement age

# Les réformes des retraites de 1993 et de 2003 vont elles conduire à un allongement des carrières professionnelles ?\*

Antoine BOZIO<sup>†</sup>

29 juin 2005

## Résumé

Ce papier vise à estimer l'effet des hausses de la durée requise de cotisation des réformes 1993 et 2003 des retraites sur l'allongement de la durée des carrières en France. L'utilisation des données administratives et exhaustives de la CNAV (1994-2003) nous permet de rendre compte empiriquement de l'élasticité de l'âge de liquidation de la retraite à la durée requise de cotisation, lors de la réforme de 1993. Nous utilisons l'application variable de la réforme selon la génération et la durée d'assurance pour identifier précisément celle-ci par une méthode en double différence. Nos résultats laissent à penser qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein s'est traduit par une augmentation de moins de 1,5 mois de l'âge à la liquidation, correspondant à une élasticité estimée de 0,54. D'après nos estimations, l'impact de long terme des réformes de 1993 et de 2003 sur l'offre de travail devrait conduire à une augmentation du PIB entre 2 et 3 % à l'horizon 2020. (*JEL* H55, J26)

---

\*Je remercie la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse (CNAV) pour m'avoir permis l'accès à la base de donnée ACTIV5 et la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) pour l'accès à l'Echantillon Interrégime de Retraité (EIR). Je remercie en outre particulièrement Thomas Piketty, Didier Blanchet, Jean-Olivier Hairault, Muriel Roger, Nicole Roth et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques, suggestions et conseils qui ont été fortement utiles à ce travail. Des remerciements spécifiques doivent aussi aller à Benoît Rapoport, Gabrielle Fack et Julien Grenet. Tous les résultats et toutes les erreurs sont évidemment sous notre propre responsabilité.

<sup>†</sup>Antoine BOZIO, ENS-EHESS (Paris Jourdan PSE), 48 bd Jourdan, 75014 Paris, France. [antoine.bozio@ens.fr](mailto:antoine.bozio@ens.fr)

# 1 Introduction

La perspective du changement démographique (arrivée à l'âge de la retraite des générations nombreuses du baby-boom et allongement permanent de l'espérance de vie) a suscité de nombreux rapports officiels depuis la fin des années 80 (Rapport Tabah et Ruellan (1986), Livre blanc sur les retraites (1991), rapport Charpin (1999) et rapport du Conseil d'Orientation des Retraites (2002)) qui ont indiqué les voies de réformes possibles : baisse du niveau des pensions, augmentation des cotisations et recul de l'âge de départ en retraite. La réforme des retraites de 1993, mise en place par le gouvernement Balladur, est la première réforme en France visant à restreindre les conditions d'accès à la retraite. Elle visait à la fois à inciter au recul de l'âge de départ en retraite, en augmentant la durée de cotisation nécessaire pour une pension à taux plein (de 150 à 160 trimestres) et surtout à baisser le niveau des pensions par le biais de l'augmentation de la période de calcul du salaire de référence (de 10 à 25 ans) et par le changement d'indexation des pensions. La réforme Fillon de 2003 étend la réforme au secteur public et poursuit l'augmentation de la durée de cotisation qui devient une mesure plus importante de la réforme du système de retraite français.

Les adversaires de la réforme de 1993 (et de celle de 2003) ont mis en avant la contradiction qu'il y aurait à inciter les travailleurs à partir plus tard en retraite quand dominant encore sur le marché du travail français le chômage et le sous-emploi. Plus précisément, certains indiquaient que la faible demande de travail pour les salariés âgés allait rendre caduques les tentatives d'augmentation d'âge de la retraite et ne se traduire que par la baisse du niveau des pensions ou, au mieux, par l'augmentation des déficits de l'assurance chômage qui de fait allait suppléer aux régimes de retraite.

Dans le débat actuel, l'évaluation des réformes de 1993 et de 2003 est donc capitale. Elle permet de mieux cerner l'impact possible que peut avoir chaque composante d'une réforme des retraites en terme de chômage, de niveau de vie des retraités ou d'épargne. Elle doit donc aider à cerner les choix qui restent encore à faire pour assurer la solvabilité du système. La réforme Fillon de 2003 laisse les deux-tiers de la charge des pensions non provisionnée à de futures réformes (Conseil d'Orientation des Retraites 2004). Ces prévisions sont en outre très dépendantes de l'effet des réformes successives et donc de l'estimation que l'on peut en faire.

Pour le débat académique, cette réforme est une formidable occasion pour confirmer ou infirmer des résultats qui ont été jusqu'à présent très débattus. Notre objectif n'est pas ici de refaire une revue de littérature (voir Lumsdaine et Mitchell (1999), Bommier, Magnac et Roger (2001), Krueger et Meyer (2002)) sur l'impact incitatif du système de retraite mais de remettre en perspective le débat. Pour simplifier, les résultats en coupe internationale (Gruber et Wise (2004), Johnson (2000) et Duval (2003)) mettent en évidence une forte corrélation entre le niveau de développement des retraites publiques et la faiblesse des taux d'activité aux âges élevés. A l'inverse, des travaux sur données de panel qui utilisent des modifications exogènes du système de retraite voient peu ou pas d'effet (Krueger et Pischke (1992), Costa (1998), Baker et Benjamin (1999)) et soulignent des explications alternatives comme l'augmentation séculaire du revenu, le développement de la société de loisir qui augmente l'utilité de la cessation d'activité, ou la faible demande de travail aux âges élevés. Baker et Benjamin (1999) insistent sur l'évolution différentielle que peuvent avoir les réformes sur la liquidation des retraites et sur le marché du travail. Ainsi, ils montrent que si

la baisse de l'âge minimum de liquidation de la retraite au Canada a eu un impact net et massif sur les taux de liquidation anticipés, peu d'effets ont été constaté sur le marché du travail : les personnes qui sont parties plus tôt en retraite auraient eu, sans la réforme, une offre de travail limitée. La véritable variable d'intérêt, pour l'économiste, comme pour le responsable politique, est l'élasticité de l'offre de travail (et de la demande de travail) au système d'incitation constitué par les retraites. La littérature précédente soulignait à juste titre la difficulté de toute estimation empirique de l'impact des modifications des retraites sur les comportements d'activité quand la plupart des réformes (qui visaient, dans les années 70 et 80, à améliorer le montant et l'accès à la retraite) étaient colinéaires à la tendance historique de baisse du temps de travail (Krueger & Pischke 1992). Pire, les réformes des retraites avaient toutes les chances d'être endogènes : l'augmentation du pouvoir d'achat incitait les électeurs à améliorer la générosité des systèmes de retraite, troublant *de facto* l'estimation de l'effet pur du système d'incitation. Avec ce soupçon d'endogénéité, les difficultés de chronologie dans l'effet des réformes (baisse des taux d'activité avant ou bien après les réformes) ont amoindri la précision de l'évaluation de l'élasticité de l'offre de travail à la retraite. Les réformes visant à restreindre l'accès aux régimes de retraites sont relativement récentes et encore peu d'études utilisent ces changements législatifs contraires. Krueger et Pischke (1992) avaient évalué le « Social Security Notch »<sup>1</sup> aux États-Unis et n'avaient pas mis en évidence d'impacts incitatifs tangibles du système de retraite public. Johnson (2000) met en avant la réforme en Nouvelle-Zélande pour expliquer la hausse récente des taux d'activité dans ce pays.

Pour la réforme de 1993 en France, on ne dispose à ce jour d'aucune étude empirique *ex post*. Les seuls travaux qui existent, à l'heure d'aujourd'hui, sont les prévisions théoriques de la réforme sur la base de la forte décote (Pelé & Ralle 1997) et les travaux de microsimulation, développés en particulier à partir du modèle DESTINIE (INSEE (1999), Mahieu et Sedillot (2000) et Bardaji, Sedillot et Walraet (2002, 2004)). Ces études sont très intéressantes en ce sens qu'elles permettent de prévoir grossièrement, à moyen terme, l'impact de la réforme de 1993. En particulier, en précisant qui va potentiellement être touché par la réforme, le modèle projette à 20 ou 40 ans la distribution des durées de cotisation à partir des informations courantes sur l'âge de fin d'étude et la durée des carrières. La faiblesse de la microsimulation est de devoir inclure comme hypothèse les comportements des agents face aux incitations. Mais comme les auteurs du document de présentation du modèle l'indiquent (INSEE 1999) : « *En fait, comme dans tout modèle, les résultats obtenus doivent être analysés en fonction des « inputs » et leur qualité dépend de celle des travaux effectués en amont* ». Il est donc nécessaire d'obtenir des estimations précises sur les élasticités d'offre de travail par rapport à la formule de définition des pensions. Jusqu'alors, la meilleure estimation vient de Mahieu et Blanchet (2004) qui estiment un modèle à valeur d'option à la Stock et Wise (1990). Néanmoins, comme les auteurs le soulignent, les défauts de leur estimation tient au manque de variations du système français (forte pénalité à partir avant le taux plein, peu de bénéficiaires à repousser la liquidation ensuite). Ils ne disposent dans leurs données que de la génération 1930 et doivent, *in fine*, se contenter des faibles variations intragénérationnelles du système. En particulier ils ne disposent d'aucunes données leur permettant d'utiliser les variations introduites par la réforme de 1993 pour préciser leurs estimations.

---

<sup>1</sup>Il s'agit d'une modification de l'indexation des pensions sur l'inflation qui a conduit quelques générations à obtenir, toutes choses égales par ailleurs, une pension de retraite 10 % plus élevée que les générations suivantes.

Notre projet est d'utiliser les variations introduites par la réforme de 1993 pour identifier plus précisément l'impact incitatif du système de retraite en France et estimer l'effet *ex post* des réformes de 1993 et de 2003 sur l'âge de départ en retraite. Notre stratégie d'identification repose sur la mise en place progressive de la réforme qui crée incidemment de nombreux groupes de contrôles non touchés par la réforme. L'interaction de la génération et de la durée d'assurance au moment de la réforme identifie ainsi parfaitement l'impact de la réforme sur l'âge de liquidation de la retraite et de cessation d'activité. Nos résultats laissent à penser qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein s'est traduit par une augmentation de moins de 1,5 mois de l'âge à la liquidation, correspondant à une élasticité estimée de 0,54. A partir de cette élasticité nous avons pu estimer l'impact de long terme des réformes de 1993 et 2003 sur la durée des carrières. En moyenne, à l'horizon 2020, ces réformes vont permettre l'augmentation de l'offre de travail de 2 à 3 %, laissant entrevoir une augmentation similaire du PIB.

La suite du papier va se concentrer avant tout sur le détail technique des réformes de 1993 et de 2003 (section 2). Nous analyserons ensuite quelques faits stylisés de l'âge à la liquidation et à la cessation d'activité en France ainsi que les données utilisées (section 3). Puis nous présenterons la méthodologie (section 4) et les différents résultats de l'analyse économétrique (section 5) avant de dresser un bilan des réformes et de leur interprétation (section 6).

## 2 Les réformes de 1993 et de 2003

Le système de retraite par répartition français est caractérisé par la multitude des caisses de retraite et des règles de calcul des pensions. Blanchet et Pelé (1999) en donnent une présentation synthétique.<sup>2</sup> Pour simplifier, il faut distinguer les indépendants qui disposent de leurs propres caisses, les fonctionnaires et personnels des services publics qui bénéficient de régimes spéciaux et les salariés du privé qui sont régis par le régime général et les régimes alignés. Ce sont ces derniers (60 % des salariés) qui ont été l'objet de la réforme du gouvernement Balladur. Plus précisément, il s'agit des quatre régimes alignés : le régime général, le régime des salariés agricole géré par la Mutualité Sociale Agricole (MSA), le régime des industriels et commerçants géré par l'ORGANIC et le régime de base des artisans géré par la CANCAVA.<sup>3</sup> De plus, les régimes complémentaires, AGIRC et ARRCO, ont une formule de calcul des droits qui dépend dans l'application ou non de coefficients de minoration de l'obtention du taux plein dans le régime de base. Même non concernés directement par la réforme de 1993, ils vont de fait être modifiés par celle-ci.

Avant de voir le détail des mesures des réformes de 1993 et 2003, un bref rappel sur les conditions de liquidation dans le régime général s'impose.

### 2.1 La situation avant la réforme

Si le système de retraite du régime général date de 1945, de nombreuses réformes l'ont progressivement modifié et rendu plus complexe. Les deux principales sont la réforme Boulin de 1971 qui améliore le taux de remplacement et la réforme de 1983 d'abaissement de l'âge de la retraite

---

<sup>2</sup>Voir aussi Dupuis et El Moudden (2002) et Bozio (2004b) pour l'historique de la législation des régimes de retraite, de préretraite et de chômage des vieux travailleurs.

<sup>3</sup>Le régime des artisans et celui des industriels et commerçants ont été alignés sur le régime général en 1973. Les cotisations versées avant cette date sont transformées en points de retraite.

de 65 ans à 60 ans, dont nous rappellerons brièvement les termes. La base de la formule du calcul des pensions du régime général a néanmoins toujours dépendu de trois termes :  $\tau$  le taux de liquidation,  $CP$  le coefficient de proratisation et  $W_{ref}$  le salaire annuel de référence. La pension se trouve aussi bornée par un minimum  $MIN$  et un maximum  $MAX$  :

$$P = \tau * CP * W_{ref} \quad (1)$$

with  $MIN \leq P \leq MAX$

### 2.1.1 Le taux de liquidation $\tau$

Le taux de liquidation  $\tau$  obéit à une règle dont la complexité remonte à 1983. Entre 1946 et 1971, le taux de liquidation à 60 ans était de 20 % et il augmentait de 4 % par année supplémentaire après 60 ans (sans limitations). Ainsi, à 65 ans il était de 40 % et à 70 ans de 60 %. Après 1971, le taux à 60 ans passe à 25 % et la majoration annuelle après 60 ans à 5 % par année supplémentaire. Ainsi, le taux à 65 ans est alors de 50 % et à 70 ans de 75 %.

La réforme de 1983, d'abaissement de l'âge de la retraite à 60 ans, modifie la formule en introduisant une décote par rapport à l'âge et par rapport à la durée de cotisation. A 60 ans, avec 37,5 ans de cotisation le taux plein est assuré à 50 %. Pour les personnes qui n'ont pas le nombre de trimestres nécessaires, le taux est minoré de 10 % (c'est-à-dire de 5 points<sup>4</sup>) par année de cotisation manquante ou (si le cas est préférable pour l'assuré) par année manquante par rapport à 65 ans. Par conséquent à 65 ans tous les assurés, quelque soit leur durée de cotisation, peuvent bénéficier d'un taux de 50 %. Cela peut se résumer par la formule suivante :

$$\tau = 0.50 * \left[ 1 - \delta * \max \left\{ 0, \min \left[ (65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4} \right] \right\} \right] \quad (2)$$

avec  $\delta$  la décote, fixée dès 1971 à 10%,  $N$  la durée d'assurance légale égale à 150 trimestres<sup>5</sup> et  $D_1$  la durée de cotisation tous régimes, ou encore appelée durée d'activité ou durée de carrière<sup>6</sup>.

Le mécanisme de double référence, par rapport aux 150 trimestres et par rapport à l'âge de 65 ans, donne en pratique un taux  $\tau$  plancher à 60 ans de 25 %, quelle que soit la durée de cotisation. Ainsi, pour donner un exemple parlant, une personne avec 61 ans et 140 trimestres de durée d'assurance a besoin de 10 trimestres pour en avoir 150, et doit attendre 16 trimestres pour fêter ses 65 ans. Elle utilise donc l'écart le plus faible (10) et calcule sa minoration à raison de 1,25 % par trimestre, soit 12,5 %. Cela lui donne un taux de liquidation de 37,5 %. Si cette personne travaille un an de plus son taux de liquidation passerait à 42,5 %.

<sup>4</sup>La décote de 10 % s'exprime aussi parfois sous la forme d'une minoration du taux de 5 points par an (ou 1,25 par trimestre manquant). Il suffit de réécrire la formule 2 sous la forme  $\tau = 0.50 - \delta_2 * \max\{0, \min[(65 - AGE), \frac{N - D_1}{4}]\}$  avec  $\delta_2 = 0.5 * \delta = 5$  %.

<sup>5</sup>Entre 1946 et 1971,  $N$  était égal à 120 trimestres, à partir de 1971  $N$  passe à 150 trimestres, jusqu'en 1993.

<sup>6</sup>Elle comprend la durée de cotisation à tous les régimes de base, les majorations d'assurance et surtout les périodes reconnues équivalentes. Ces dernières sont des périodes d'activité antérieures au 1<sup>er</sup> avril 1983 qui auraient pu donner lieu auparavant à des rachats de cotisation d'assurance vieillesse (périodes à l'étranger ou périodes de travail accomplies avant 1983 par des membres de famille dans une entreprise). Pour la liste précise, il faut se reporter à l'article 1<sup>er</sup> du décret n° 82-628 du 21 juillet 1982.

### 2.1.2 Le coefficient de proratisation $CP$

Le coefficient de proratisation  $CP$  dépend de la durée de cotisation au seul régime général  $D_2$  et de la durée de proratisation  $N$  nécessaire pour obtenir un coefficient de proratisation unitaire :

$$CP = \min \left\{ 1, \frac{\widetilde{D}_2}{N} \right\} \quad (3)$$

La réforme de 1983 introduit une modification de  $D_2$  après 65 ans, sous la dénomination de "durée d'assurance corrigée",  $\widetilde{D}_2$ . Il s'agit de permettre à ceux qui n'ont pas 150 trimestres à 65 ans dans le seul régime général de pouvoir obtenir plus rapidement un coefficient de proratisation unitaire et donc ne pas inciter à la poursuite du travail après 65 ans. Pour chaque année de travail après 65 ans, pour les personnes ne réunissant pas la durée de cotisation au régime général de 150 trimestres, la durée d'assurance est majorée de 10 % (ou de 2,5 % par trimestre) après 65 ans. Cette majoration de la durée d'assurance qui remplace la surcote précédemment en cours ne permet pas d'obtenir un taux supérieur à 50 % et elle donc est bornée à 150 trimestres. Ceci peut se résumer par la formule suivante :

$$\widetilde{D}_2 = \min \left[ 150, D_2 * \left\{ \left( \max(AGE - 65, 0) * 4 \right) * \frac{2,5}{100} \right\} + D_2 \right] \quad (4)$$

Pour donner un exemple du mécanisme, une personne de 66 ans et trois mois à la date d'entrée en jouissance de sa pension et totalisant 34 ans d'assurance (136 trimestres) aurait normalement besoin de 3,5 ans pour obtenir un taux de proratisation unitaire (soit travailler jusqu'à 69,5 ans). Avec la durée d'assurance corrigée, ses 5 trimestres après 65 ans majorent sa durée d'assurance de 12,5 %, ce qui donne 153 trimestres. Cette personne peut donc bénéficier d'un taux de proratisation unitaire immédiatement.

### 2.1.3 Le salaire annuel de référence $W_{ref}$

La définition du salaire de référence était défini entre 1946 et 1971 comme le salaire moyen pondéré et plafonné des dix dernières années, soit avant 60 ans, soit avant la liquidation de la retraite. La réforme Boulin de 1971 le redéfinit comme les dix meilleurs années de salaire.

La pondération correspond à des coefficients de revalorisation publiés par arrêtés pour compenser la dépréciation monétaire. Le plafonnement correspond au plafond de la sécurité sociale qui sert de base à la fois au calcul des cotisations et au calcul du salaire de référence.<sup>7</sup>

### 2.1.4 Minimum et maximums de pension, $MIN$ et $MAX$

Depuis le 1<sup>er</sup> avril 1983, un minimum contributif est en place qui vise à récompenser les salariés ayant cotisé longtemps avec des salaires modestes (Tourne 2000). Il s'agit de porter au minimum contributif (542 € mensuel au 1<sup>er</sup> janvier 2004) les pensions des personnes ayant cotisé au moins  $N$  trimestres, permettant l'accès au taux plein.

La pension du régime général est soumise à un maximum qui correspond aujourd'hui à 50 % du plafond de la sécurité sociale<sup>8</sup>, hors avantages complémentaires (majoration pour enfants, conjoints

<sup>7</sup>Les salaires au-dessus du plafond sont soumis à des cotisations des régimes complémentaires.

<sup>8</sup>Par exemple au 1<sup>er</sup> janvier 2004, le plafond annuel de la sécurité sociale est de 29'712 € et la pension maximum du régime de base est 14'856 € (soit 1238 € mensuel).



à charge...).

### 2.1.5 Les régimes complémentaires

Comme la pension de la CNAV ne pouvait dépasser 50 % du montant du plafond de la sécurité sociale, il a été créé des régimes complémentaires pour compléter le régime de base. Ainsi, en 1947 est créé l'Association Générale des Institutions de Retraite des Cadres (AGIRC) puis en 1962 l'Association pour le Régime de Retraite Complémentaire (ARRCO). L'adhésion à des régimes de retraite complémentaire est obligatoire depuis 1972 pour l'ARRCO et depuis 1974 pour l'AGIRC.

Les régimes complémentaires sont des régimes à contributions définies gérés par répartition. Ils sont régis par un système de points, inscrit sur un compte individuel de chaque salarié. La pension versée  $R$  est égale au nombre de points  $N$  acquis par le salarié, multiplié par la "valeur du point"  $V$ . Le nombre de points acquis correspond au produit du salaire  $W$  par le taux de cotisation  $TX$  et divisé par le « salaire de référence » fixé par le régime  $P$ , sorte de prix d'achat du point. Il est possible d'obtenir la pension totale à partir de 65 ans et à partir de 55 ans en appliquant le coefficient de minoration  $C(age, trimestres)$ . La pension peut donc s'exprimer sous la forme :

$$R = \frac{(W * TX)}{P} * V * C(age, trimestres) \quad (5)$$

Le taux de cotisation  $TX$  inclut les cotisations patronales et salariales. De plus, des points gratuits peuvent être obtenus pour des périodes d'emploi avant l'adhésion de l'employeur au régime complémentaire ou pour des périodes de guerre, de maternité, de maladie, de chômage indemnisé ou de préretraite. Le coefficient de minoration n'obéit pas exactement à une formule exact, mais la décote est moins forte que dans le régime de base.

Les régimes complémentaires font une distinction institutionnelle entre les cadres et les non-cadres, donnant lieu à un avantage au statut de cadre quel que soit le montant du salaire et le taux de cotisation (Assous, Bonnet & Colin 2000). Les non-cadres cotisent uniquement à l'ARRCO dans la limite de 4 fois le plafond de la sécurité sociale. Le taux varie selon que l'assiette est en-dessous ou au-dessus du plafond. Les cadres cotisent eux à l'ARRCO dans la limite de 4 fois le plafond puis à l'AGIRC pour le montant du salaire entre 4 et 8 fois le plafond.

## 2.2 La réforme de 1993

En juillet 1993,<sup>9</sup> le gouvernement fait passer une réforme du secteur privé qui consiste en trois grandes mesures (laissant intact le mode de calcul des pensions).

La première consiste en l'augmentation de la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein. La réforme dissocie entre  $N_1$ , le nombre de trimestres requis pour bénéficier de la pension à taux plein et  $N_2$  la durée de proratisation. Ainsi, la formule peut se réécrire :

$$P = \tau * \min \left\{ 1, \frac{\widetilde{D}_2}{N_2} \right\} * W_{ref} \quad (6)$$

avec

$$\tau = 0,50 * \left[ 1 - \delta * \max \left\{ 0, \min \left[ (65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4} \right] \right\} \right] \quad (7)$$

<sup>9</sup>Loi 93-936 du 22 juillet 1993 ; décret n° 93-1022 du 27 août 1993 ; décret n° 93-1024 du 27 août 1993 ; circulaire CNAV n° 103/93 du 30 décembre 1993.

La réforme de 1993 ne modifie pas  $N_2$  (toujours à 150 trimestres) mais augmente  $N_1$  de 150 à 160 trimestres, soit 40 ans. La mise en place de la réforme est progressive au rythme de un trimestre supplémentaire par génération, de 1934 à 1943. C'est-à-dire que les personnes nées en 1933 et avant ne doivent justifier que de 150 trimestres de durée de carrière pour partir au taux plein, que la génération 1934 doit justifier 151 trimestres, la génération 1935 152... Le fait que la réforme soit appliquée par année de génération et non par année de liquidation est très important pour notre stratégie d'identification et mérite d'être souligné ici.<sup>10</sup>

La deuxième mesure modifie le calcul du salaire de référence,  $W_{ref}$ , qui passe des 10 meilleures années aux 25 meilleures pour les salariés du régime général. La mise en place est aussi progressive au rythme d'une année par génération, pour les générations 1934 à 1948. Là encore, à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2008, la règle des 25 meilleures années sera imposée à tout le monde quel que soit sa date de naissance. La modification est plus progressive pour le régime des artisans, commerçants et industriels, pour lesquels l'augmentation est d'un trimestre toutes les deux générations jusqu'au 1<sup>er</sup> janvier 2013.

Enfin, dernière mesure, la revalorisation des pensions est fixée sur l'indice des prix et non pas sur la progression des salaires comme c'était généralement le cas auparavant. Cette mesure ne fait qu'entériner légalement un fait appliqué depuis 1987.

La conséquence immédiate du nouveau calcul du salaire de référence est de baisser le niveau de la pension. En effet, le calcul précédent reposant sur les meilleures années, l'augmentation du nombre de celles à prendre en compte baisse forcément la moyenne. L'ampleur de la baisse dépend néanmoins de la pente de la courbe de salaire et l'impact incitatif de cette mesure dépend de la croissance (ou décroissance) des salaires en fin de carrière. Si les salaires sont décroissants en fin de carrière, la mesure introduit une incitation au départ anticipé. Si au contraire les salaires sont croissants (ou stables) en fin de carrière, la mesure peut inciter à repousser son départ en retraite. La CNAV (2002) a réalisé un double calcul des pensions, avec l'ancien salaire de référence et le nouveau et évalue la baisse des pensions entre 1 % et 6 % selon la génération.<sup>11</sup>

L'application cette mesure touche toutes les personnes de chaque génération quelle que soit la date de leur départ à la retraite (si il est antérieur au 1<sup>er</sup> janvier 2008). Cela signifie qu'au sein par exemple de la cohorte 1934 tout le monde<sup>12</sup> a été touché par la modification du calcul du salaire de référence et qu'il va être possible d'exploiter les variations introduites par la modification de la durée de cotisation.

En effet, la modification de  $N_1$  dans la formule de calcul de la pension ne touche pas tout le monde uniformément. L'application progressive de la réforme se traduit par un impact variable suivant la génération et aussi selon le nombre de trimestres de cotisation tous régimes à 60 ans, à l'âge minimum d'ouverture des droits. Les tableaux ?? et 1 décrivent pour les générations 1934 et 1936 la baisse du taux appliqué au salaire de référence du à l'application de la réforme selon l'âge de liquidation et le nombre de trimestres cotisés.<sup>13</sup>

<sup>10</sup>Cette règle disparaît à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2003, date à partir de laquelle la durée d'assurance nécessaire pour le taux plein est 160 trimestres quelle que soit la date de naissance.

<sup>11</sup>Il s'agit d'un double calcul des droits sans prendre en compte les changements possibles de comportements. C'est donc une approximation de la minoration entraînée par le changement de calcul.

<sup>12</sup>Néanmoins, les personnes dont la carrière est inférieure à 10 ans ne sont pas touchées par cette modification. D'après l'EIR 2001, cela représente 4,6 % des individus.

<sup>13</sup>Il faudrait rajouter à ces tableaux l'impact possible pour des personnes qui auraient bénéficié, en l'absence de la réforme, du minimum contributif. Cela dépend du salaire moyen de ces personnes. En outre, les personnes qui bénéficient de pensions ramenée à la pension plafond, même après la réforme, ne sont pas touchées par celles-ci.

Pour résumer, les personnes de la génération 1933 et avant ne sont jamais touchées par la réforme. A eux s'ajoutent les personnes des générations suivantes qui ont soit moins de 130 trimestres de cotisation, soit plus de  $N_1$  trimestres à 60 ans. Les personnes touchées par la réforme, à l'inverse, appartiennent à la génération 1934 et ont entre 131 et 150 trimestres d'assurance, à la génération 1935 avec entre 131 et 151 trimestres, à la génération 1936 avec entre 131 et 152 trimestres...

## 2.3 La réforme de 2003

En Août 2003, le gouvernement de J-P. Raffarin a mis en place la seconde grande réforme du système de retraite français.<sup>14</sup> Cette réforme généralement appelée réforme Fillon, d'après le nom du ministre des Affaires Sociales, François Fillon, étend au secteur public la réforme de 1993 et prolonge l'augmentation de la durée de cotisation pour les salariés français. Elle introduit aussi des modifications spécifiques comme la baisse de la décote pour le secteur privé et le départ anticipé pour les salariés ayant réalisé de très longues carrières.

### 2.3.1 La réforme 2003 pour le secteur privé

La réforme de 2003 a introduit quatre grands changements dans le calcul des pensions du privé : une nouvelle augmentation dans la durée de cotisation, une réduction de la décote, un bonus pour retraite tardive et la possibilité d'une retraite anticipée pour les salariés ayant commencé à travailler très tôt

D'abord la durée de cotisation uniquement au régime général ( $N_2$ ) qui est utilisée pour calculer le coefficient de proratisation CP passe de 37,5 ans (150 trimestres) à 40 ans (160 trimestres). Ce changement est progressif à raison de deux trimestres supplémentaire par génération à partir de la génération 1943. A partir de 2008,  $N_1$  et  $N_2$  seront égaux à  $N$  (comme ceci était le cas avant la réforme de 1993) et  $N$  augmentera d'un trimestre supplémentaire chaque génération jusqu'à 164 (41 ans) pour la génération 1952. Ensuite la durée requise de cotisation va augmenter d'un trimestre toutes les deux générations jusqu'à 168 trimestres (42 ans) en 2020.

Deuxièmement la réforme de 2003 réduit la décote  $\delta$  de 10 % à 5 %. Cette baisse est aussi progressive avec une réduction de 0,5 point de pourcentage chaque année jusqu'en 2013.

Troisièmement, un bonus pour ajournement du départ en retraite est introduit pour les salariés qui ont déjà atteint une retraite maximum (c'est-à-dire qui ont déjà la durée requise de cotisation). Ce bonus correspond à 3 % pour chaque année supplémentaire de travail et uniquement pour les trimestres de travail après le 1<sup>er</sup> janvier 2004.

Ainsi cette règle change la formule de  $\tau$  exprimé plus haut à l'équation (2) :

$$\begin{aligned} \tau = 0,50 * & \left[ 1 - \delta * \max \left\{ 0, \min \left[ (65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4} \right] \right\} \right. \\ & \left. + s * \max \left\{ 0, \min \left[ (AGE - 60), \frac{D_1 - N_1}{4}, AL - 2004 \right] \right\} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

<sup>14</sup>Loi 2003-775 du 21 Août 2003 ; décret 2004-144 du 13 Février 2004 (changement des paramètres) ; décret 2003-1036 du 30 Octobre 2003 (retraite anticipée pour les longues carrières) ; décret 2004-156 du 16 Février 2004 (réduction de la décote).

avec  $\delta$  la décote comme précédemment,  $s$  le bonus et  $AL$  l'année de liquidation de la retraite.

La réforme de 2003 a aussi changé une règle restée constante depuis 1945, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de liquidation de la retraite possible avant 60 ans.<sup>15</sup> La réforme introduit cette possibilité pour les salariés qui ont commencé à travailler dès l'âge de 14 et 16 ans et qui justifient de suffisamment de durée de cotisation. Une nouvelle variable  $D_3$ , qui désigne le nombre de trimestres de cotisation qui ont donné lieu à paiement de cotisation, doit être prise en compte pour valider ce droit. La différence avec  $D_1$  correspond aux périodes de durée de contribution gratuite comme des majorations pour enfants et des périodes où le salarié a travaillé à l'étranger ou dans des entreprises qui ne participaient pas au système de retraite.  $D_3$  inclut les périodes de service militaire, de maladie ou pour congé maternité. Il faut 168 trimestres pour partir dès 56 ans et 164 pour partir à 58 ans. En outre, la réforme introduit des conditions spécifiques pour un départ en retraite des handicapés dès 55 ans.

### 2.3.2 La réforme du secteur public

Les pensions des fonctionnaires avant la réforme de 2003 obéissent sur le papier à une formule simple qui donne 2 % de taux de remplacement par annuité jusqu'à un maximum de 75 % après 37,5 ans de cotisation. En fait cette formule peut se réécrire sous la forme de l'équation (1) avec  $\tau = 0,75$  et  $CP = \min \left\{ 1, \frac{D}{N_2} \right\}$  avec  $N_2$  égal à 150 trimestres.

La réforme de 2003 dans le secteur public inclut les fonctionnaires de l'État et les fonctionnaires hospitaliers mais exclut les régimes spéciaux (RATP, SNCF...). D'une façon générale, la réforme vise à étendre la réforme de 1993 au secteur public. Trois points doivent être soulignés :

D'abord la durée requise de cotisation  $N_1$  est introduite dans la formule du calcul de la pension et est égale à  $N_2$ . Une décote  $\delta$  est aussi introduite, avec prise d'effet en 2006. Elle est fixée à 0,5 % pour chaque année manquante (par rapport à  $N_1$ ) et puis augmentée de 0,5 point de pourcentage à chaque génération jusqu'à atteindre 5 % en 2015 pour être égale à la décote dans le régime général. Cette décote ne s'applique pas lorsque le fonctionnaire atteint "l'âge auquel le coefficient de minoration s'annule" (ACA). La réforme s'applique progressivement, non seulement avec le montant de la décote mais aussi avec l'augmentation progressive de l'âge ACA.

Deuxièmement un bonus de 3 % est introduit comme dans le secteur privé mais seulement pour les fonctionnaires en catégorie sédentaire. Les fonctionnaires de la catégorie active qui bénéficient d'un âge limite de 55 et 60 ans ne peuvent donc pas profiter de ce bonus qui est restreint aux personnes de plus de 60 ans qui ont déjà la durée requise de cotisation.

Enfin, la durée requise de cotisation  $N_2$  (égale à  $N_1$ ) augmente de 150 trimestres à 160. Cette augmentation est progressive avec 2 trimestres supplémentaires pour chaque génération jusqu'en 2008. Puis les deux paramètres  $N_1$  et  $N_2$  vont augmenter au même rythme que le secteur privé pour atteindre 42 ans (168 trimestres) en 2020.

Du coup, l'équation (1) est inchangée, mais il nous faut réécrire le taux de remplacement  $\tau$  de

---

<sup>15</sup>Il y a eu bien sûr les préretraites qui ont commencé dès les années 70.

la façon suivante :

$$\begin{aligned} \tau = & 0,75 * \left[ 1 - \delta * \max \left\{ 0, \min \left[ (APC - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4} \right] \right\} \right. \\ & \left. + s * \max \left\{ 0, \min \left[ (AGE - 60), \frac{D_1 - N_1}{4}, RY - 2004 \right] \right\} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

### 3 Quelques faits stylisés

#### 3.1 Les données disponibles

Deux arguments sont couramment apportés pour expliquer le manque de données permettant l'évaluation de la réforme de 1993. Le premier concerne la faiblesse des données disponibles en général sur la retraite. Les enquêtes classiques sur le marché du travail comme l'Enquête Emploi ne possèdent aucune information sur la variable clef du calcul des pensions de retraite qu'est la durée d'assurance tous régimes. De plus, l'information dont on dispose sur les retraités est très partielle, ne permettant pas de rattacher la personne à une caisse de retraite particulière.

La source la plus précise pour étudier les retraites est l'Echantillon Interrégime de Retraités (EIR).<sup>16</sup> Cet échantillon consiste dans le regroupement de l'information sur tous les pensionnés d'une génération (nés début octobre). Cela permet de clarifier les pensions véritablement touchées par les polypensionnés, et de rassembler l'information très disparate sur les 180 caisses de retraite complémentaire. L'inconvénient de l'EIR est qu'il est limité à certaines générations (une sur deux pour l'enquête la plus récente) et qu'il n'est reconduit que tous les quatre ans. Il existe donc un EIR pour les années 1988, 1993, 1997 et 2001. Dans la version de 2001, la seule génération qui est entièrement passée à la retraite est la génération 1934. Celle-ci n'a été que marginalement touchée par la réforme de 1993 (Coeffic 2003).

L'autre source disponible, pratiquement jamais utilisée par les économistes, est la base de données, administrative et exhaustive, collectée par la CNAV au cours de la constitution des dossiers de liquidation de retraite.<sup>17</sup> Depuis 1977, la CNAV rassemble de façon exhaustive toutes les informations sur les retraités dans un fichier flux et un fichier stock. A partir de 1982, les données prennent en compte la durée d'assurance et à partir de 1994, la génération est ajoutée dans ces fichiers. La source est sommaire en ce qui concerne le nombre de variables disponibles (sexe, type de pension, durée de cotisation, âge de liquidation, âge de début de la pension, génération), mais elle a l'avantage énorme d'être exhaustive et beaucoup plus récente et surtout annuelle, tant pour les liquidations que pour les générations. Ainsi, on dispose de l'ensemble des liquidations de pensions jusqu'au 31 décembre 2003, ce qui donne des générations complètes<sup>18</sup> jusqu'à la génération 1937. On dispose ainsi de 5'273'827 observations correspondant à toutes les attributions de pension entre 1994 et 2003 dans le régime général. Autre avantage pour la précision des résultats est le codage de

<sup>16</sup>Etabli par la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) sous l'autorité conjointe du ministère des Affaires sociales et du ministère de la Santé. Dans sa version simple il se base sur les déclarations des caisses de retraite; il peut aussi être apparié avec les DADS et les fichiers Unedic.

<sup>17</sup>Il s'agit des fichiers dits ACTIV5 qui sont disponibles à la CNAV sur demande à l'Actuariat Statistique. Ils font l'objet d'une publication officielle à un niveau moins détaillé dans les circulaires CNAV, dont la dernière en date est la circulaire CNAV n° 2003-26 et ils sont repris dans les statistiques annuelles publiées dans les *Recueils Statistiques* de la CNAV.

<sup>18</sup>C'est-à-dire qui ont au moins 66 ans et qui ont ainsi liquidé leur pension à 98%.

l'âge au trimestre près (et non de façon annuelle). Le seul inconvénient tient au fait que les données par génération datent du deuxième semestre 1994 et ne permettent pas de constater l'évolution avant la réforme.<sup>19</sup> Avec cette source, les générations qui ont pratiquement entièrement liquidé leur retraite et qui ont été touchées par la réforme de 1993 sont les générations 1934, 1935, 1936, 1937, qui ont vu respectivement une augmentation de  $N_1$  de 1, 2, 3 et 4 trimestres d'assurance. La génération 1938 est aussi pratiquement entièrement touchée puisqu'elle dispose des personnes ayant liquidé à 65 ans.

Deux faits sont à rappeler concernant la fin de carrière en France : 1/ Les taux d'activité ont eu une tendance séculaire à la baisse. 2/ Les données sur l'âge moyen de liquidation à la retraite indiquent une baisse constante de celui-ci jusqu'en 1994 (pour la CNAV), date à partir de laquelle l'âge augmente légèrement.

### 3.2 La baisse séculaire du taux d'activité

La baisse séculaire des taux d'activité en France a été bien étudiée par Marchand et Thélot (1997) sur longue période, par Blanchet et Marioni (1996) sur les dernières décennies et par Bommier, Magnac et Roger (2003) pour la période récente. La figure 1 ne fait que reprendre une méthodologie similaire à celle utilisée par ces auteurs sur toute la série des enquêtes emploi jusqu'à 2002. On constate facilement que la classe d'âge des 60-65 ans a vu son taux d'emploi chuter considérablement sur toute la période pour se stabiliser à la fin des années 80. L'abaissement de l'âge minimum de liquidation de la retraite en France en 1983 n'a fait que valider un état de fait du aux préretraites. Celles-ci ont commencé à être mise en place en 1972 et sont généralisée en 1977 pour les plus de 60 ans. Les mesures de cessation anticipée d'activité sont étendues aux plus de 55 ans dès 1977 pour la sidérurgie, et à tous en 1980 avant un coup d'arrêt en 1984. Pour la période récente, on note une hausse assez nette du taux d'activité des 55-60 ans pendant les années 1988-1991, ce qui correspond à la période de croissance de l'économie française et à une baisse générale du chômage à tous âges. Le même phénomène se produit en 2000-2002 lors de la dernière période de croissance créatrice d'emploi. Si cette description sommaire est bien connue de tous, la mise en avant de causalités est plus complexe et fortement débattue.

S'il est un point sur lequel il ne faut pas se tromper, c'est sur les raisons expliquant la mise en place de politiques de cessation anticipée d'activité. C'est avant tout une réponse à la montée du chômage : et les politiques de préretraite et l'abaissement de l'âge de la retraite sont dans l'esprit de leurs concepteurs partie intégrale de la politique de l'emploi. Le débat récent autour de la réforme de 2003 a aussi laissé apparaître les craintes qu'une politique volontariste d'augmentation de l'âge de la retraite ne contribue à augmenter le chômage ou l'inactivité déjà très élevés pour les vieux travailleurs. L'évaluation de la réforme de 1993 devra forcément passer par la considération de son implication sur l'emploi.

---

<sup>19</sup>Ainsi, les générations 1933 et avant qui se trouvent dans cette base sont tronquées car, seuls ceux qui ont liquidés après 1994 sont répertoriés. La génération 1934 perd aussi une partie des individus qui ont liquidé en 1993, juste avant d'avoir 60 ans.

### 3.3 L'augmentation récente de l'âge à la liquidation

En parallèle aux données sur les taux d'emploi, la figure 2 présente l'âge moyen à la liquidation par génération d'après les données de l'EIR 2001 et les données CNAV.<sup>20</sup> On observe facilement la chute très forte de l'âge de départ en retraite pour les générations 1912 à 1926, ce qui correspond aux politiques de préretraite et de baisse de l'âge de la retraite. La légère hausse des âges de liquidation à partir de la génération 1934 ne paraît pas donner beaucoup d'impact à la réforme de 1993 (à peine 2 semaines d'âge moyen de liquidation supplémentaire). Il faut pourtant garder à l'esprit l'hypothèse contrefactuelle d'une baisse tendancielle de l'âge de liquidation pour mieux évaluer ce résultat.

La figure 3, issue des données de l'EIR 2001 et des données administratives de la CNAV, est plus spectaculaire quant à l'impact énorme qu'a eu la réforme de 1993 pour ceux qui pouvaient être touchés. Il s'agit de simples histogrammes présentant la répartition par génération selon la durée d'assurance tous régimes au moment de la liquidation. On constate que toutes les générations anciennes, non touchées par la réforme, présentent un pic notable à 150 trimestres d'assurance. Le pic se déplace à 151 pour la génération 1934, première génération touchée, à 152 pour la génération 1935, à 153 pour la génération 1936 et à 154 pour la génération 1937 et ainsi de suite, suivant ainsi exactement les exigences de la réforme pour obtenir le taux plein.

Cette analyse descriptive est convaincante quant à la possibilité d'évaluer l'impact de la réforme de 1993 sur les premières générations touchées. Mais il reste à développer une analyse économétrique plus poussée afin d'estimer l'élasticité du départ en retraite aux conditions de liquidation.

## 4 La stratégie d'identification

La première partie de l'analyse consiste à appliquer une estimation en double différence en profitant de l'impact différencié de la réforme selon la durée de cotisation au moment de la réforme. Puis nous décrivons comment cette méthode peut être généralisée pour profiter de toutes les variations dans les données, en particulier de l'intensité de l'impact de la réforme.

### 4.1 L'approche par double différence

Pour estimer l'impact d'une augmentation de la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein, il faut résoudre le problème d'identification suivant : l'augmentation de la durée de cotisation est colinéaire avec la baisse séculaire de l'âge de départ à la retraite et avec la baisse des taux de remplacement (changement dans le calcul du salaire de référence). En différenciant seulement par l'effet période, on obtiendrait une estimation biaisée de l'élasticité. L'application progressive de la réforme de 1993 offre alors une double variation, nécessaire pour identifier notre paramètre de choix : l'impact pur de la réforme dépend à la fois de l'année de naissance mais aussi du nombre de trimestres de cotisation au moment de la réforme. Notre stratégie de double différence consiste donc simplement à instrumenter la variation du niveau de pension du à la

<sup>20</sup>On exclut les personnes ayant liquidé après 66 ans pour maintenir une comparaison possible des moyennes. Les données CNAV concernent les générations 1935 à 1937. Le champ est légèrement différent selon les deux bases : les données CNAV reprennent toutes les attributions d'une génération, alors que l'EIR ne donne d'informations que sur les survivants en 2001. La mortalité différentielle peut ainsi jouer sur les générations les plus anciennes.



réforme par l'interaction entre la date de naissance et la durée de cotisation à 60 ans. On peut ainsi écrire l'équation définissant le processus générateur de l'âge de départ en retraite :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \beta_j GEN_j + \gamma_k TRIM_k + \eta_{j,k} GEN_j * TRIM_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \quad (10)$$

L'âge de départ en retraite  $AGE_{ijk}$  d'un individu  $i$ , né en  $j$  et avec  $k$  trimestres de cotisation à 60 ans, dépend de sa génération  $GEN_j$  (trend séculaire), sa durée de travail  $TRIM_k$  (durée de cotisation) et un effet fixe individuel  $\nu_i$ . Le fait d'être touché par la réforme de 1993 sera identifié par le terme d'interaction  $GEN_j * TRIM_k$ .

Idéalement, nous aurions aimé avoir une variable donnant le nombre de trimestres de cotisation à la date de la réforme. Comme nous n'avons pas cette variable, nous utilisons le nombre de trimestres de cotisation à 60 ans, en supposant que tous les trimestres entre 60 ans et l'âge de départ en retraite ont donné lieu à cotisation. Le chômage et les préretraites donnent bien lieu à cotisation, mais ce n'est pas le cas pour l'inactivité. Donc nous n'obtenons pas ici une bonne mesure de la durée de cotisation à 60 ans pour ceux qui ont été inactifs entre 60 ans et l'âge de départ en retraite. Il s'agit le plus souvent de femmes qui attendent 65 ans pour partir en retraite au taux plein. Dès lors nous sous-estimons la durée de cotisation pour les faibles durées de cotisation (moins de 131 trimestres à 60 ans). Il sera clair plus loin que ceci n'a aucun effet sur nos estimations, dès lors que ces personnes ne sont à aucun moment touchées par la réforme.

Pour bien identifier la réforme de 1993, la seule hypothèse que nous devons faire est que celle-ci n'a eu aucun impact sur la durée de cotisation à 60 ans. Si nous acceptons cette hypothèse, nous pouvons ensuite estimer l'équation (10) pour chaque changement dans la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein. Par exemple, nous pouvons réaliser une double différence entre les individus nés en 1934 avec respectivement 151 et 152 trimestres de cotisation à 60 ans et ceux nés en 1935. Avec 151 ou 152 trimestres à 60 ans, ceux nés en 1934 peuvent partir au taux plein dès l'âge de 60 ans. Aucun n'est touché par la réforme de 1993. Au contraire pour ceux nés en 1935, ceux qui ont 151 trimestres à 60 ans doivent repousser leur départ de 1 trimestre pour bénéficier du taux plein. Ils font face à l'arbitrage entre une retraite immédiate avec une pension plus faible et repousser leur départ à la retraite d'un trimestre.

Nous pouvons ainsi écrire l'estimation en double différence :

$$DD_{estimation} = \left[ E[AGE_{ijk}|j=1935 \& k=151] - E[AGE_{ijk}|j=1935 \& k=152] \right] - \left[ E[AGE_{ijk}|j=1934 \& k=151] - E[AGE_{ijk}|j=1934 \& k=152] \right] \quad (11)$$

En utilisant l'équation (10), le coefficient estimé en double différence se réécrit :

$$DD_{estimation} = \left[ (\alpha + \beta_{1935} + \gamma_{151} + \eta_{1935,151}) - (\alpha + \beta_{1935} + \gamma_{152}) \right] - \left[ (\alpha + \beta_{1934} + \gamma_{151}) - (\alpha + \beta_{1934} + \gamma_{152}) \right] \quad (12)$$

$$DD_{estimation} = \eta_{1935,151} \quad (13)$$

Ainsi, nous obtenons le véritable impact d'une augmentation de la durée de cotisation pour



la génération 1935 qui justifiait seulement de 151 trimestres de cotisation à 60 ans. La même méthodologie peut être appliquée pour les générations 1935-36 avec 152-153 trimestres à 60 ans, pour les générations 1936-37 avec 153-154 trimestres à 60 ans...

Pour avoir une image plus claire de cette stratégie d'identification, il vaut la peine d'étudier précisément le graphique 5 qui décrit l'âge moyen de départ en retraite par génération et par durée de cotisation à 60 ans. Les individus touchés par la réforme ont entre 131 et  $N_1$  trimestres de cotisation à 60 ans : la courbe s'est déplacée vers la droite à mesure que chaque génération a été touchée par la réforme. C'est une autre preuve graphique de l'impact incontestable de la réforme. Notre stratégie de double différence peut être mise en évidence pour les personnes touchées à la marge par la réforme (autour de  $N_1$  trimestres).

## 4.2 La généralisation de l'estimation

Bien que l'estimation en double différence soit convaincante, l'application progressive de la réforme offre plus de variations, utiles pour préciser notre estimation : les plus jeunes générations ne sont pas seulement touchées par la réforme à des durées de cotisation plus élevées, mais elles doivent surtout faire face à une intensité plus forte de la réforme (plus de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein). Par exemple, un individu avec 150 trimestres de cotisation à 60 ans devrait repousser son départ à la retraite d'un seul trimestre si il était né en 1934, mais de 4 si il était né en 1937. Faire face à 1 ou 10 trimestres supplémentaires pour obtenir le taux plein doit bien sûr entraîner un report plus ou moins fort et vraisemblablement à des élasticités différentes. Ces effets différenciés sont clairement visibles sur le graphique 5 et nous devons développer un cadre général pour pouvoir les estimer précisément.

La généralisation de l'équation (10) sur toutes les générations disponibles entraînerait des dizaines de variables d'interaction (une pour chaque couple génération-durée de distribution) et de contrôle (pour les effets générations et les effets de durée de cotisation). Pourtant, comme il est évident sur le graphique 5, l'impact de la réforme pour la partie médiane des personnes touchées (entre 134 et 150 trimestres de cotisation à 60 ans) est colinéaire avec l'effet génération. Il est donc impossible d'estimer de façon simultanée les effets générations et les effets de la réforme. C'est un problème classique d'âge-période-cohorte dont étaient exemptes les estimations en double différence.

C'est pourquoi nous suggérons de procéder en deux temps. D'abord, il est nécessaire d'estimer une équation générale sans les contrôles de génération. Ensuite, il sera possible d'estimer l'effet génération pour les seuls groupes d'individus qui ne sont pas affectés par la réforme et d'en déduire l'effet net de la réforme. On estime ainsi :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \sum \gamma_k TRIM_k + \sum \eta_{j,k} GEN_j * TRIM_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \quad (14)$$

L'âge de départ en retraite  $AGE_{ijk}$  d'un individu  $i$ , de la génération  $j$  et avec  $k$  trimestres de cotisation à 60 ans, dépend de sa durée de cotisation à 60 ans  $TRIM_k$  d'un terme d'interaction entre sa date de naissance et sa durée de cotisation. Des variables muettes représentant les trimestres de cotisation et toutes les interactions entre année de naissance et durée de cotisation sont incluses. Sur le graphique 6 on fait figurer les coefficients d'interaction  $GEN_j * TRIM_k$  pour chaque génération. Deux faits sont alors à remarquer : d'abord, l'intensité de la réforme est bien

mise en évidence par le fait que les générations récentes sont plus touchées et décalent leur départ en retraite proportionnellement plus que les générations moins touchées ; ensuite les individus qui ne sont pas touchés par la réforme (ceux par exemple avec plus de  $N_1$  trimestres de cotisation à 60 ans) ont des coefficients nuls pour ces termes d'interaction. Ce dernier point donne plus de crédibilité à notre stratégie d'estimation puisque l'effet génération est ainsi proche de zéro.<sup>21</sup>

Pour généraliser notre estimation nous proposons donc d'estimer l'équation (14) avec une spécification plus simple qui prenne en compte l'ensemble des variables muettes d'interaction. Nous pouvons en effet réécrire ces variables d'une façon synthétique en utilisant le fait que l'on peut préciser exactement quelle est l'intensité de la réforme pour chaque groupe d'individus. Pour être plus précis : une personne née en 1936 avec 152 trimestres de cotisation à 60 ans est touchée par la réforme d'un trimestre, avec 151 trimestres à 60 ans, elle est touchée de 2 trimestres et avec 150 trimestres à 60 ans de 3 trimestres. Nous créons donc un ensemble de variables muettes  $R_n$  qui prennent la valeur  $n$  si l'individu doit repousser son départ en retraite de  $n$  trimestres pour bénéficier du taux plein, ceci en raison de la réforme.

On estime ainsi l'équation suivante :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \sum \gamma_k TRIM_k + \gamma_n R_n + \nu_i + \epsilon_{ijk} \quad (15)$$

Nous pourrions ainsi interpréter le coefficient  $\gamma_n$  comme l'effet d'une augmentation de  $n$  trimestres dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein.

## 5 Résultats empiriques

Dans cette partie nous allons rappeler les résultats présentés dans un travail précédant (Bozio 2004a) et en particulier l'effet révélation induit par la réforme et le biais qu'il entraîne sur des estimations naïve. Nous utiliserons la correction présentée alors pour estimer les effets de la réforme sur différents sous-groupes.

### 5.1 L'effet de la réforme 1993 sur la révélation de l'information

L'augmentation de la durée de cotisation conduit naturellement à renforcer les incitations à révéler l'information qui permet de liquider sa retraite au taux plein le plus tôt possible. Dans une étude précédente (Bozio 2004a) nous avons mis en évidence deux effets de révélation. D'abord les salariés touchés par la réforme sont plus incités à liquider une pension invalidité ou pour inaptitude. Avant la réforme, les personnes qui liquidaient au taux plein à 60 ans (celles qui bénéficiaient de plus de 150 trimestres de cotisation) n'avaient aucun intérêt à demander une pension pour inaptitude même si elles étaient en droit de le faire. La réforme, en augmentant la durée de cotisation, va les inciter à le faire. Ainsi, la réforme a augmenté la probabilité de liquider une pension invalidité ou pour inaptitude de 2 à 4 %, voire même de 13 à 15 % pour les personnes touchées à la marge.

---

<sup>21</sup>En toute rigueur, il est difficile de dire qu'il s'agit bien d'un effet génération que l'on estime ici dès lors que le système d'incitation est tellement contraint qu'un possible effet de génération n'aurait aucune chance de se manifester. Mais cela ne retire rien au fait que notre estimation reste parfaitement identifiée par les variations du taux de remplacement.

Le deuxième effet de révélation concerne la durée de cotisation en elle-même. Les salariés (et la CNAV elle-même) font des efforts pour retrouver des trimestres de cotisation à valider (en remontant dans la carrière du salarié) mais ces efforts s'arrêtent lorsque le salarié obtient la durée requise de cotisation pour le taux plein. Dès lors les personnes touchées par la réforme vont faire un effort administratif pour retrouver si possible de vieux trimestres, afin de partir au taux plein.

Ces deux effets révélation peuvent biaiser nos estimations en double différence car la réforme modifie ainsi les groupes test et de contrôle. Nous avons montré dans notre travail précédent que ces effets révélation conduisaient à une surestimation des effets de la réforme dans nos double différence. En effet, l'effet révélation conduit à la sur-pondération dans le groupe test des personnes à faible préférence pour le loisir. La correction de ce biais nécessite donc d'éliminer de l'échantillon les personnes qui liquident leur retraite à plus d'un trimestre après avoir obtenu le taux plein.

Nous allons donc détailler ci-dessous les résultats corrigés pour le biais de révélation avant de présenter les mêmes estimations pour les hommes et les femmes séparément.

## 5.2 Les résultats corrigés pour le biais de révélation

On reporte dans le tableau 2 les résultats des estimations corrigées en utilisant l'équation (10). Dans les trois premières colonnes, les doubles différences sont mises en évidence pour les différentes générations en jeu. Les coefficients de la variable  $R_1$  correspondent ainsi à l'élasticité de l'âge de départ en retraite par rapport à la durée requise de cotisation. Ils correspondent à une élasticité locale, valable pour les personnes touchées à la marge (qui subissent une augmentation de 1 trimestre de la durée de cotisation). Les élasticités varient ainsi autour de 0,65 : 0,65 pour la double différence 1934-1935 ; 0,63 pour les générations 1935-1936 et 0,66 pour les générations 1936-1937. On peut retrouver ce résultat en étudiant le graphique 4 qui correspond à la double différence pour les générations 1934-35. L'élasticité de 0,65 se retrouve dans le fait que la part des personnes touchées (qui ont à 60 ans 151 trimestres) qui décalent leur départ en retraite (qui liquident à 60,25 ans) est d'environ les deux-tiers. Dans le cadre de ces doubles différences à la marge, l'élasticité correspond à la proportion des personnes qui décalent (puisque la variation de la durée requise de cotisation est d'un trimestre).

Nous reportons ensuite dans les deux dernières colonnes du tableau 2 les résultats de la régression générale suivant l'équation (15). Pour tenir compte du biais de révélation, nous retirons les personnes touchées à la marge dans ces estimations générales. Dans la quatrième colonne l'estimation suit exactement la description des variables  $R_n$  : il s'agit de l'effet de la réforme normalisé selon son intensité. Avec cette spécification, nous trouvons des élasticités inférieures à celles obtenues à la marge, entre 0,59 et 0,61 selon l'intensité de la réforme. Sans surprise plus l'intensité de la réforme est forte plus l'élasticité est faible. Dans la dernière colonne, on suppose un effet linéaire de l'intensité de la réforme afin d'estimer un impact moyen de la réforme. On trouve ainsi une élasticité de 0,60 significatif à 1 %.

Le fait que l'on trouve une élasticité à la marge (pour les personnes autour de  $N_1$  trimestres à 60 ans) plus forte que dans la régression générale (pour toutes les personnes touchées par la réforme, de 131 à 153 trimestres à 60 ans) n'est pas surprenant. Les personnes touchées à la marge par la réforme sont plus élastiques que celles qui doivent déjà repousser leur départ en retraite d'une longue période pour obtenir le taux plein (celles qui ont entre 131 et 149 trimestres à 60

ans).

### 5.3 L'effet de la réforme selon le genre

Aux tableaux 3 et 4, nous présentons les résultats d'estimations similaires pour les femmes et les hommes, de façon séparée. En effet, comme il n'est pas possible d'introduire une variable de contrôle pour le genre (le genre est corrélé à la durée de cotisation à 60 ans), nous refaisons les estimations sur des sous-échantillons séparés.

Le premier résultat intéressant et quelque peu surprenant est la plus forte élasticité des femmes pour celles qui sont touchées à la marge. On obtient en effet des élasticités de 0,70 pour les générations 1934-35, 0,66 pour les générations 1935-36 et 0,72 pour les générations 1936-37. Les estimations pour le cas des hommes sont nettement plus faibles : 0,62 pour les générations 1934-35 et 1936-37 et 0,61 pour les générations 1935-36.

Le deuxième résultat touche les estimations générales qui mettent en avant l'élasticité des plus larges groupes touchés (avec 131 à 150 trimestres de cotisation à 60 ans) par la réforme. Les femmes ont alors des élasticités plus faibles et plus décroissantes en proportion de l'intensité de la réforme. Ainsi, les femmes touchées par la réforme par une augmentation de la durée requise de cotisation de 3 trimestres exhibent une élasticité de 0,49 seulement, contre 0,63 pour les hommes. A l'inverse pour ces derniers, l'élasticité n'est pas décroissante avec la progression de l'intensité de la réforme avec un effet linéaire proche de l'effet à toutes les intensités, autour de 0,63.

La première explication de ce phénomène est le biais de sélection. Les femmes sont nettement moins représentées dans les personnes touchées à la marge (40 % de l'échantillon) alors qu'elles sont majoritaires parmi les personnes entre 131 et 149 trimestres à 60 ans. Les femmes ont en effet des carrières plus courtes, plus heurtées par les interruptions de carrière et ont donc une durée de cotisation plus faible à 60 ans. Par ailleurs, les décisions de cessation d'activité étant liées à la situation du conjoint, il n'est pas étonnant que les femmes fortement touchées par la réforme se retrouvent moins élastiques. Pour expliquer à l'inverse pourquoi les femmes touchées à la marge sont plus élastiques, il faut comprendre qu'un biais de sélection est à l'oeuvre. Les femmes qui ont eu des carrières sans interruptions ont vraisemblablement des caractéristiques propres qui expliquent leur forte élasticité (faible préférence pour le loisir, travail peu pénible et adapté à une vie de famille...).

### 5.4 Comment prendre en compte les préretraités et les chômeurs ?

Pour obtenir un résultat final de l'effet de la réforme de 1993, il faut bien comprendre que les chômeurs et les préretraités sont inclus dans notre échantillon. Les données administratives de la CNAV auxquelles nous avons pu avoir accès ne détiennent aucune information sur le statut avant la liquidation.<sup>22</sup> De plus les dispositifs d'assurance chômage ou de préretraite paient des cotisations et donc valident des trimestres de cotisation pour leurs bénéficiaires.

C'est pourquoi une très large partie des individus concernés par ces systèmes n'ont pas de vraies incitations à ne pas repousser leur départ en retraite : ils ne font pas face véritablement à

---

<sup>22</sup>La CNAV dispose de ce type de données mais ils sont d'accès restreints.

un arbitrage entre loisir et revenu.<sup>23</sup> C'est ainsi que nos estimations jusqu'à présent incluent un effet mécanique de ceux qui repoussent sans travailler plus longtemps.

D'après les études précédentes (Colin, Iéhlé & Mahieu 2000) 34 % seulement des salariés du privé étaient en emploi juste avant de prendre leur retraite et 47 % (chômage ou préretraite) avaient la possibilité de bénéficier des trimestres de cotisation tout en restant sans emploi. Pourtant, la proportion des salariés concernés par le chômage et les préretraites varie considérablement selon la durée de cotisation à 60 ans et il est nécessaire de connaître ce genre d'information pour ceux touchés par la réforme.

Un rapport récent (Bommier, Magnac, Rapoport & Roger 2004) qui utilise l'EIR apparié avec les DADS et les fichiers Unedic donne des estimations plus précises sur le statut des individus avant leur départ en retraite et par durée de cotisation. Une difficulté est de savoir traiter les individus qui n'apparaissent pas dans les fichiers DADS, mais qui sont présents dans les fichiers de liquidation de la CNAV. Une façon de procéder est de les déclarer inactifs (Colin et al. 2000) mais cela néglige le fait qu'une grande partie d'entre eux sont des fonctionnaires qui ont validé, jeunes, des trimestres de cotisation dans le secteur privé. Dans le tableau 5 nous avons utilisé les résultats présents dans ce rapport en considérant le dernier statut disponible avant la retraite (pour la période 1985-1996). Ces données confirment le fait connu qu'une majorité de bénéficiaires de préretraite ont eu des carrières très longues (plus de 165 trimestres de cotisation à 60 ans) et n'ont donc pas été touchés par la réforme de 1993. Néanmoins, pour le groupe entre 150 et 160 trimestres de cotisation à 60 ans, on dénombre encore 23-28 % sans emploi soit au chômage soit en préretraite. Pour le groupe avec moins de 150 trimestres de contribution, ce pourcentage est de 13-14 %.

Deux types de calculs peuvent être faits concernant l'élasticité nette de l'âge de départ en retraite à la durée de cotisation : le premier chiffre auquel on est intéressé est quel est de combien les personnes touchées par la réforme on décalé leur départ en retraite, sachant toutes les possibilités institutionnelles disponibles pour éviter l'arbitrage revenu loisir (préretraite, chômage, pensions invalidité ou pour inaptitude...); le second chiffre d'intérêt est l'élasticité pure, entendue comme représentant l'effet de l'arbitrage revenu-loisir, c'est-à-dire pour ceux qui ont vraiment eu à faire cet arbitrage.

Le premier chiffre représente le report moyen des personnes touchées par la réforme rapporté à la variation de la durée de cotisation. Une question importante est de savoir si les chômeurs et les préretraités ont des incitations à partir en retraite plus tôt avec une pension invalidité et est-ce qu'ils sont susceptibles d'être aussi concernés par l'effet de révélation sur la durée de cotisation. Pour la plupart des systèmes, la préretraite est plus avantageuse que les pensions invalidité ou d'inaptitude, mais pas de beaucoup. Nous allons faire l'hypothèse basse qu'ils ont systématiquement choisi de reporter leur liquidation de retraite. A partir des résultats des tableaux 2 et 5, on peut ainsi calculer ces élasticités nettes à 0,47 (moins de 150 trimestres) et 0,40 pour ceux touchés à la marge. Ces résultats particulièrement bas mettent simplement en évidence les larges possibilités de départ en retraite par des voies autres que l'arbitrage revenu-loisir imposé par la réforme de 1993.

Un second type de calcul est nécessaire pour obtenir la vraie élasticité (au sens de comportement

---

<sup>23</sup>La réalité est plus complexe en fait puisque certains systèmes de préretraites sont moins avantageux que la retraite alors que d'autres le sont plus.

face à l'arbitrage revenu-loisir) : quelle est donc la variation de l'âge de départ en retraite pour ceux réellement touchés par la réforme (ie ceux qui n'avaient pas d'autres choix que l'arbitrage revenu-loisir)? Ces calculs donnent une élasticité de 0,54 (moins de 150 trimestres) et 0,53 (151 à 155 trimestres).<sup>24</sup>

## 6 Bilan : comment expliquer ces résultats ?

### 6.1 L'effet net des réformes de 1993 et 2003

Avant de commenter nos résultats, il est important de rappeler qui a été en fait touché par les réformes de 1993 et de 2003 et ce que l'on peut en attendre. La réforme de 1993 a modifié la formule de calcul de la pension de retraite seulement des salariés du privé (68 % des salariés) et parmi ce groupe seulement les individus qui avaient à 60 ans entre 131 et  $N_1$  trimestres de cotisation ont vu leurs incitations modifiées (18 % d'une génération). Parmi ce groupe 66 % liquide une pension normale et est véritablement touché par la réforme. Pour résumer, l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme de 1993 ne touche que 12 % des salariés français et seulement les générations les plus jeunes sont plus que marginalement touchées. La majeure partie de l'effet de la réforme en vue de réduire les déficits projetés des systèmes de retraite vient de la baisse du taux de remplacement induit par le changement de calcul du salaire de référence. Peu de chose était attendu de l'augmentation à proprement dite de la durée de cotisation : dans les dernières simulations disponibles, la réforme de 1993 est censée induire 180'000 retraités de moins en 2010 et 390'000 en 2040 (Bardaji, Sedillot & Walraet 2004).

Parmi ceux touchés par la réforme, certains ont pu valider des pensions d'invalidité ou d'inaptitude au travail, certains ont pu justifier d'anciens trimestres de cotisation, d'autres n'ont pas changé leur comportement dès lors qu'ils allaient de toute façon partir en retraite bien après avoir obtenu le taux plein (les personnes avec le paramètre  $\nu_i$  positif). Finalement, la proportion des membres de la CNAV qui sont concernés par notre élasticité est de 10 %, soit 6,8 % des travailleurs français. A long terme, la proportion d'individus touchés va croître de façon substantielle dès lors que le nombre de personnes avec une durée de cotisation supérieure à la durée requise va baisser (les individus commencent leur carrière plus tardivement en moyenne). En utilisant des prédictions réalisées avec DESTINIE (Bardaji et al. 2004) nous pouvons estimer la proportion touchée à 21 % pour les générations 1940-44. La réforme 1993 a augmenté la durée de cotisation de 2,5 ans, tandis que la réforme 2003 la généralise au secteur public et prévoit une augmentation supplémentaire de la durée requise (pour une augmentation totale de 4,5 ans à l'horizon 2020). Notre estimation de l'élasticité à 0,54 signifie qu'en moyenne ces augmentations vont conduire à une augmentation de 1,35 ans de la durée de carrière (réforme 1993) pour les générations totalement touchées. En moyenne les générations 1940-44 qui ne seront touchées que par la réforme de 1993 vont repousser leur fin de carrière de 0,28 an. Par rapport à la durée requise de cotisation de 37,5 ans, cela représente une augmentation de 0,5 % de l'offre de travail (seul le secteur privé est alors inclus). On détaille notre estimation pour l'effet total des réformes à l'horizon 2020 au tableau 6. L'augmentation moyenne de la durée de cotisation à la suite des réformes 1993 et 2003 pour les générations 1955-64 est de 1,7 ans, ce qui mène à une augmentation moyenne des carrières

<sup>24</sup>Le calcul est simple, respectivement  $(0.6-0.13)/0.87=0.54$  et  $(0.65-0.25)/0.75=0.53$

de presque un an ; c'est-à-dire une augmentation de 2,4 % de l'offre de travail (secteur public et secteur privé inclus).

Si le capital est élastique à long terme, la croissance du PIB que l'on peut anticiper à la suite de ces augmentations de la durée requise de cotisation peut être estimée à 0,5 % du PIB à la suite de la réforme de 1993 du secteur privé et de 2,4 % à la suite des deux réformes de 1993 et 2003 à l'horizon 2020. Ces estimations doivent bien sûr être considérées comme des approximations imparfaites de l'impact de ces hausses de cotisation sur l'économie nationale.

On aurait aussi aimé savoir si la réforme de 1993 a eu un impact sur l'offre de travail avant la retraite. Nous avons vu avec le graphique 1, qu'à partir de 1994, suite après la réforme, le taux de participation des 55-60 ans a augmenté sensiblement.

Malheureusement, il faut souligner ici que nos données ne nous permettent pas de tester si c'est bien la réforme des retraites qui peut être créditée pour cette évolution et non l'effet propre du cycle économique. De plus la réforme de 1993 n'est pas isolée des autres politiques concernant le marché du travail des travailleurs âgés. Ainsi, en décembre 1993, à la suite de la réforme des retraites, les conditions d'entrée dans les dispositifs de préretraite sont rendues plus restrictives : l'âge limite pour bénéficier de ces dispositifs est relevé de 56 à 57 ans. Dans une direction opposée, avant la réforme des retraites, en avril 1993, le Ministère du Travail avait lancé une campagne d'information visant à inciter les chômeurs à bénéficier du dispositif de Dispense de Recherche d'Emploi (DRE), dont le nombre de bénéficiaires augmente considérablement au cours de l'année 1993. Toutes ces réformes sont difficiles à distinguer et il est probable que même avec de meilleures données, il soit difficile de présenter une stratégie d'estimation pertinente pour évaluer l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation sur le taux d'emploi des 55-60 ans.

Enfin, même lorsqu'on écarte toutes les voies alternatives pour cesser son activité sans faire face à l'arbitrage revenu-loisir, l'élasticité réelle (mesurant cet arbitrage) n'est pas aussi élevée que la théorie nous le prédirait avec une décote de 10 % par année manquante. Notre estimation de 0,54 est bien en-dessous de 1.

Pour résumer, nous avons un effet net de la réforme assez faible, d'abord parce que les dispositifs de préretraite, d'assurance chômage ou de pensions pour inaptitude diluent toute réforme des paramètres du système de retraite et ensuite parce que l'élasticité de l'âge de la retraite à ces paramètres est moins forte que prévue.

## **6.2 Comment expliquer le sous-report de l'âge de départ à la retraite ?**

Le fait que les préretraites et le chômage réduisent l'effet net sur le taux d'emploi d'une réforme des retraite n'est pas vraiment une surprise. Par contre le fait qu'une large minorité de salariés décident de partir en retraite dès que possible même en subissant une très forte décote amène à la discussion.

Il y a évidemment plusieurs explications possibles pour ce sous-report. D'abord si les salariés n'ont pas intérêt à prendre leur retraite avant le taux plein, ils y ont peut-être été forcés par leurs employeurs. Mais cette hypothèse apparaît peu crédible : même si les comportements de retraite en France sont fortement liés à la demande de travail, la loi protège considérablement les personnes en emploi qui n'ont pas encore atteint le taux plein. Les coûts de licenciement sont dans ce cas très élevés et les employeurs auraient vraisemblablement intérêt à attendre que la personne ait le

taux plein pour mettre fin à son contrat de travail (ou à la licencier bien avant).

Une seconde explication possible se trouve du côté de l'offre de travail. Les salariés ont peut-être une forte préférence pour le loisir qui les amène à liquider leur pension dès 60 ans. Ou bien une partie des salariés manquent d'informations sur le calcul des pensions de retraite, chose pour le moins complexe, et ne parviennent pas à réaliser les implications de la décote ? Il faut peut-être envisager une prise de décision sur le départ à la retraite qui suit des règles simples : ou bien partir dès 60 ans ou bien partir avec le taux plein. Cette polarisation que l'on observe dans les données invite à penser que le choix de départ à la retraite n'est pas forcément l'objet d'un calcul raisonné.

Une troisième explication pourrait être les contraintes de liquidité pour les personnes inactives qui attendent la retraite. Une étude récente par des statisticiens de la CNAV (Briard 2004) souligne l'importance de la contrainte de liquidité dans les raisons avancées par les personnes qui liquident une pension avec pénalité (où la décote s'applique).

Les données à notre disposition, même très riches, ne nous permettent pas de mettre en avant une explication contre une autre. Ce que nous pouvons simplement souligner est que l'hétérogénéité des préférences doit être plus forte que ce qui est normalement retenu. La variance des préférences pour le loisir est relativement basse dans la plupart des modèles de simulation et cela est suffisant pour expliquer pourquoi les départs anticipés sont sous-prédits.

Enfin nous devons discuter une dernière cause probable à cette élasticité plus faible que prévue : l'hétérogénéité des espérances de vie. Le fait de considérer la décote de 10 % comme actuariellement non neutre se base sur un calcul qui prend en compte l'espérance de vie moyenne par cohorte. Si certains individus pensent que leur espérance de vie à 60 ans sera plus courte que la moyenne, alors ils vont prendre leur retraite dès que possible. Dans ce cas, il n'est pas nécessaires de supposer que l'hétérogénéité des préférences est forte pour expliquer nos résultats. Ceci est vrai aussi si les individus sous-estiment aussi leur espérance de vie (en l'estimant sur l'espérance de vie de leurs parents par exemple), ils vont préférer alors partir plus tôt pour bénéficier d'une retraite suffisante.

De plus amples recherches seront ainsi nécessaires pour comprendre exactement qui et pourquoi une large minorité de salariés part en retraite avant d'obtenir le taux plein.



## 7 Conclusion

Ce papier vise à estimer l'effet des hausses de la durée requise de cotisation des réformes 1993 et 2003 des retraites sur l'allongement de la durée des carrières en France en utilisant la réforme de 1993 pour estimer l'élasticité de l'âge de départ en retraite à la durée requise de cotisation. Les réformes de 1993 et 2003 ont prévu l'augmentation progressive de celle-ci, de 37,5 ans à 42 d'ici à l'horizon 2020. Nous utilisons à la fois l'Échantillon Interrégime des Retraités (EIR 2001) et les données administratives et exhaustives de la CNAV pour estimer l'élasticité de l'âge de la retraite à la durée de cotisation pour les générations touchées par la réforme de 1993. Nous profitons du fait que la réforme a touché différents groupes différemment (selon l'année de naissance et la durée de cotisation à 60 ans) pour estimer cette élasticité par une méthode en double différence. Nous trouvons qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein conduit à un report d'un mois et demi de l'âge de départ en retraite, correspondant à une élasticité de 0,54. Ce chiffre important doit pourtant être remis dans le contexte du système français de l'époque avec une forte décote pour les départs anticipés, qui laissait à penser jusqu'alors que cette élasticité devrait approcher 1.

Des explications possibles pour ce sous-report peuvent être soit des contraintes de crédit, une plus forte hétérogénéité dans les préférences pour le loisir ou bien l'hétérogénéité des espérances de vie.

De plus, nous avons montré que les salariés ont fait usage dès qu'il leur était possible des autres possibilités de retraite à taux plein pour éviter l'effet de la réforme, que ce soit en liquidant plus de pensions invalidité ou pour inaptitude ou en faisant un effort administratif plus important pour retrouver de vieux trimestres de cotisation. Selon nos estimations, la réforme de 1993 a augmenté la probabilité de liquider une pension invalidité ou inaptitude de 2 à 4 % pour les personnes touchées.

Le fait que les dispositifs de chômage et de préretraite concernent une grande partie des futurs retraités (23 à 28 %) suggère que l'effet net de la réforme sur le marché du travail pourrait être de 0,4 pour ceux qui sont touchés à la marge par la réforme et aussi bas que 0,47 pour les autres. L'écart substantiel entre l'élasticité réelle représentant l'arbitrage entre revenu et loisir et l'élasticité nette de l'effet de la réforme sur le marché du travail, souligne l'importance des autres voies de cessation d'activité en France, qui diminueront toutes les tentatives visant à favoriser le report de l'âge de la retraite.

Enfin, des approximations relativement simples permettent d'estimer l'impact des hausses de la durée de cotisation des réformes de 1993 et 2003 entre 2 et 3 % du PIB à l'horizon 2020.

## Références

- Assous, L., Bonnet, C. & Colin, C. (2000), 'Comparaison des régimes de retraite des cadres et des non cadres', *Solidarité et Santé* (3), 29–46.
- Baker, M. & Benjamin, D. (1999), 'Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men : Evidence from Canada', *Journal of Labor Economics* **17**(4), 724–756.
- Bardaji, J., Sedillot, B. & Walraet, E. (2002), 'Evaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE', *INSEE Working paper - Documents de travail* (G2002/07).
- Bardaji, J., Sedillot, B. & Walraet, E. (2004), 'Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation DESTINIE', *Economie et Prévision* . A paraître - forthcoming.
- Blanchet, D. & Marioni, P. (1996), 'L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospective', *Economie et Statistique* (300), 105–119.
- Blanchet, D. & Pelé, L.-P. (1999), Social Security and Retirement in France, in J. Gruber & D. Wise, eds, 'Social Security and Retirement around the World', NBER/The University of Chicago Press.
- Bommier, A., Magnac, T., Rapoport, B. & Roger, M. (2004), 'Etude de l'impact des politiques publiques sur l'offre de travail des travailleurs âgés', *Rapport à la DREES* .
- Bommier, A., Magnac, T. & Roger, M. (2001), 'Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques', *Revue française d'économie* **16**(1), 79–124.
- Bommier, A., Magnac, T. & Roger, M. (2003), 'Le marché du travail à l'approche de la retraite : évolutions en France entre 1982 et 1999', *Revue française d'économie* **18**(1), 23–82.
- Bozio, A. (2004a), 'Does Increasing Contribution Length Lead to Higher Retirement Age? Evidence from the 1993 French Pension Reform', *mimeo Fédération Paris-Jourdan* .
- Bozio, A. (2004b), 'Historique de la législation de la cessation d'activité en France', *mimeo PSE Paris-Jourdan* .
- Briard, K. (2004), 'Carrières incomplètes et départ en retraite', *Les lundis de l'INED* .
- Charpin, J.-M. (1999), *L'avenir de nos retraites. Rapport au Premier ministre.*, La documentation française.
- CNAV (2002), *Réforme de l'assurance vieillesse suivi du niveau des pensions*, Direction de l'Actuariat Statistique.
- Coeffic, N. (2003), 'L'âge de la liquidation des droits à la retraite de la génération 1934', *Etudes et Résultats* (237).
- Colin, C., Iéhlé, V. & Mahieu, R. (2000), 'Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé', *Solidarité et Santé* (3), 9–27.
- Commissariat Général du Plan (1991), *Livre blanc sur les retraites. Garantir dans l'équité les retraites de demain*, La documentation française. Préface de Michel Rocard, Premier ministre.
- Conseil d'Orientation des Retraites (2002), *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations. Orientations et débats. Premier rapport 2001*, La documentation française.

- Conseil d'Orientation des Retraites (2004), *Retraites : les réformes en France et à l'étranger, le droit à l'information. Deuxième rapport*, La documentation française.
- Costa, D. (1998), *The Evolution of Retirement*, NBER/The University of Chicago Press.
- Dupuis, J.-M. & Moudden, E. (2002), *Économie des retraites*, Economica.
- Duval, R. (2003), 'The Retirement Effects of Old-Age Pension and Early Retirement Schemes in OECD countries', *OECD Economics Department Working papers* (370).
- Gruber, J. & Wise, D. (2004), *Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-simulation*, NBER/The University of Chicago Press.
- INSEE (1999), 'Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE', *INSEE Working papers - Documents de travail* (G 9913).
- Johnson, R. (2000), 'The effect of Old-Age Insurance on Male Retirement : Evidence from Historical Cross-Country Data', *Federal Reserve Bank of Kansas City Working Papers* (RWP 00-09).
- Krueger, A. & Meyer, B. (2002), 'Labor Supply Effect of Social Insurance', *NBER Working Paper* (9014).
- Krueger, A. & Pischke, J.-S. (1992), 'The Effect of Social Security on Labor Supply : A Cohort Analysis of the Notch Generation', *Journal of Labor Economics* **10**(4), 412–437.
- Lumsdaine, R. & Mitchell, O. (1999), New Developments in the Economic Analysis of Retirement, in O. Ashenfelter & D. Card, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 3C, pp. 3261–3307.
- Mahieu, R. & Blanchet, D. (2004), Estimating Models of Retirement Behavior on French Data, in J. Gruber & D. Wise, eds, 'Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-simulation', NBER/The University of Chicago Press, pp. 235–284.
- Mahieu, R. & Sédillot, B. (2000), 'Microsimulation of the Retirement Decision : A Supply-Side Approach', *INSEE Working Papers - Documents de travail* (G2000-07).
- Marchand, O. & Thélot, C. (1997), *Le travail en France 1800 - 2000*, Nathan.
- Pelé, L.-P. & Ralle, P. (1997), 'Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général', *INSEE Working papers - Documents de travail* (G 9718).
- Stock, J. & Wise, D. (1990), 'Pensions, the Option Value of Work, and Retirement', *Econometrica* **58**(5), 1151–1180.
- Tabah, L. & Ruellan, R. (1986), *Vieillir solidaire. Rapports de la Commission sur la solidarité entre générations face au vieillissement démographique et du Groupe technique sur l'avenir des régimes de retraite*, La documentation française.
- Tourne, M. (2000), 'Bilan sur le minimum de pensions du régime général', *Retraite et Société* (32).

TAB. 1 – Changement du taux de remplacement ( $\tau * CP$ ) à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1936.

Trimestres de cotisation à la liquidation	Âge de départ en retraite					
	60	61	62	63	64	65
≤ 130	0	0	0	0	0	0
131	-1,09 %	0	0	0	0	0
133	-3,32 %	0	0	0	0	0
135	-3,37 %	-1,12 %	0	0	0	0
137	-3,42 %	-3,42 %	0	0	0	0
139	-3,75 %	-3,75 %	-1,58 %	0	0	0
141	-3,52 %	-3,52 %	-3,52 %	0	0	0
143	-3,57 %	-3,57 %	-3,57 %	-1,19 %	0	0
145	-3,62 %	-3,62 %	-3,62 %	-3,62 %	0	0
146	-3,65 %	-3,65 %	-3,65 %	-3,65 %	0	0
147	-3,67 %	-3,67 %	-3,67 %	-3,67 %	-1,22 %	0
148	-3,70 %	-3,70 %	-3,70 %	-3,70 %	-2,47 %	0
149	-3,72 %	-3,72 %	-3,72 %	-3,72 %	-3,72 %	0
150	-3,75 %	-3,75 %	-3,75 %	-3,75 %	-3,75 %	0
151	-2,50 %	-2,50 %	-2,50 %	-2,50 %	-2,50 %	0
152	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	0
≥ 153	0	0	0	0	0	0

LECTURE : Après la réforme de 1993, le taux de remplacement d'un salarié né en 1934 partant à la retraite à 64 ans avec 150 trimestres de cotisation baisse de 3,75 point de pourcentage, de 50 % à 46,25 %.

TAB. 2 – L'élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées

Variable	(1) 1934-35 Coeff. (Écart-type)	(2) 1935-36 Coeff. (Écart-type)	(3) 1936-37 Coeff. (Écart-type)	(4) All Coeff. (Écart-type)	(5) All Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,596*** (0,017)
$R_1$	0,655*** (0,057)	0,626*** (0,057)	0,664*** (0,056)	0,613*** (0,050)	
$R_2$				0,610*** (0,025)	
$R_3$				0,588*** (0,018)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Génération 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Génération 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Génération 1936-37 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	16099	17095	16874	763307	
$R^2$	0,62	0,59	0,63	0,455	
F <sub>(3,N)</sub>	8855,58	8294,41	9653,24	20549,04	21965,53
Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%					

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la CNAV.

NOTE : Les trois premières colonnes présentent les résultats des doubles différences pour différents échantillons : pour les générations 1934-35, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 151 et 152 trimestres de cotisation ; pour les générations 1935-36, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 152 et 153 trimestres de cotisation ; enfin pour les générations 1936-37, l'échantillon est réduit aux individus qui ont à 60 ans 153 et 154 trimestres de cotisation. Le coefficient d'interaction (génération et trimestre à 60 ans) est alors  $R_1$ . Nous avons exclu dans ces doubles différences les individus qui ont liquidé leur retraite plus d'un trimestre après avoir obtenu le taux plein afin de corriger pour l'effet révélation.

Dans les deux dernières colonnes, nous utilisons tous les individus qui ont liquidé une pension normale nés entre 1934 et 1937. Nous excluons de l'échantillon les observations où l'âge de liquidation est supérieur à 66 ans et où la durée de cotisation est entre 151 à 153 trimestres 60 ans. Les variables  $R_n$  sont définies comme le nombre  $n$  de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein après la réforme. Par exemple  $R_2$  est égal à 2 si l'individu est né en 1935 avec à 60 ans entre 133 et 150 trimestres de cotisation ou si il est né en 1936 avec 151 trimestres à 60 ans ou né en 1937 avec 152 trimestres de cotisation à 60 ans. Dans la spécification (5) nous supposons un effet linéaire. Nous avons inclus des variables muettes pour chaque trimestre de cotisation à 60 ans possible. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3 – L'élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées - femmes uniquement

Variable	(1) 1934-35 Coeff. (Écart-type)	(2) 1935-36 Coeff. (Écart-type)	(3) 1936-37 Coeff. (Écart-type)	(4) All Coeff. (Écart-type)	(5) All Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,515*** (0,017)
$R_1$	0,704*** (0,009)	0,656*** (0,009)	0,727*** (0,009)	0,609*** (0,073)	
$R_2$				0,591*** (0,036)	
$R_3$				0,492*** (0,027)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Génération 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Génération 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Génération 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	6040	6560	6495	423350	
R <sup>2</sup>	0,67	0,62	0,69	0,41	
F <sub>(3,N)</sub>	4137,70	3565,97	9653,24	9530,35	10186,87
Degré de significativité :	* : 10%	** : 5%	*** : 1%		

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la CNAV.

NOTE : Les spécifications sont identiques à celles du tableau 2 mais nous l'échantillon est limité aux femmes. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4 – L'élasticité de l'âge de départ à la retraite par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : estimations corrigées - hommes uniquement

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1934-35	1935-36	1936-37	All	All
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)
R linéaire					0,630*** (0,022)
$R_1$	0,623*** (0,007)	0,606*** (0,007)	0,619*** (0,007)	0,587*** (0,067)	
$R_2$				0,592*** (0,033)	
$R_3$				0,631*** (0,023)	
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	non	non
Échantillons	Génération 1934-35 avec 151 et 152 trimestres à 60 ans	Génération 1935-36 avec 152 et 153 trimestres à 60 ans	Génération 1934-35 avec 153 et 154 trimestres à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les générations et durées de cotisation à 60 ans
N	10059	10535	10379	339957	
R <sup>2</sup>	0,59	0,57	0,59	0,462	
F <sub>(3,N)</sub>	4837,84	4719,65	4914,15	9433,09	10083,27
Degré de significativité :	* : 10%	** : 5%	*** : 1%		

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la CNAV.

NOTE : Les spécifications sont identiques à celles du tableau 2 mais nous l'échantillon est limité aux hommes. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 5 – Distribution du statut avant la retraite

Génération 1930	Durée de cotisation					
	< 150	150-154	155-159	160-164	> 165	tous
Manquant	61,75 %	36,80 %	31,30 %	33,25 %	24,02 %	41,37 %
Emploi	24,69 %	39,16 %	40,41 %	39,59 %	37,98 %	32,84 %
Chômage	10,83 %	15,33 %	20,23 %	15,66 %	20,51 %	15,88 %
Pré-retraite	2,73 %	8,71 %	8,07 %	11,50 %	17,49 %	9,92 %
Total chômage plus préretraite	13,56 %	24,04 %	28,30 %	27,16 %	38,00 %	25,80 %

NOTE : Les individus notés manquants n'ont pas été repérés ni dans les fichiers DADS ni dans les fichiers Unedic pendant la période 1985-1996. Le statut est celui avant la liquidation de la retraite ou si manquant le dernier repéré. Pour la génération 1934, nous avons utilisé la distribution du dernier statut repéré pour la génération 1930 afin de répartir les individus portés manquants (cette information n'étant pas disponible pour la génération 1934). SOURCE : EIR 1997 pour la génération 1930 et EIR 2001 pour la génération 1934 - DADS - UNEDIC (Annexe 3 - tableaux 4 et 5 issus de Bommier et al. (2004))

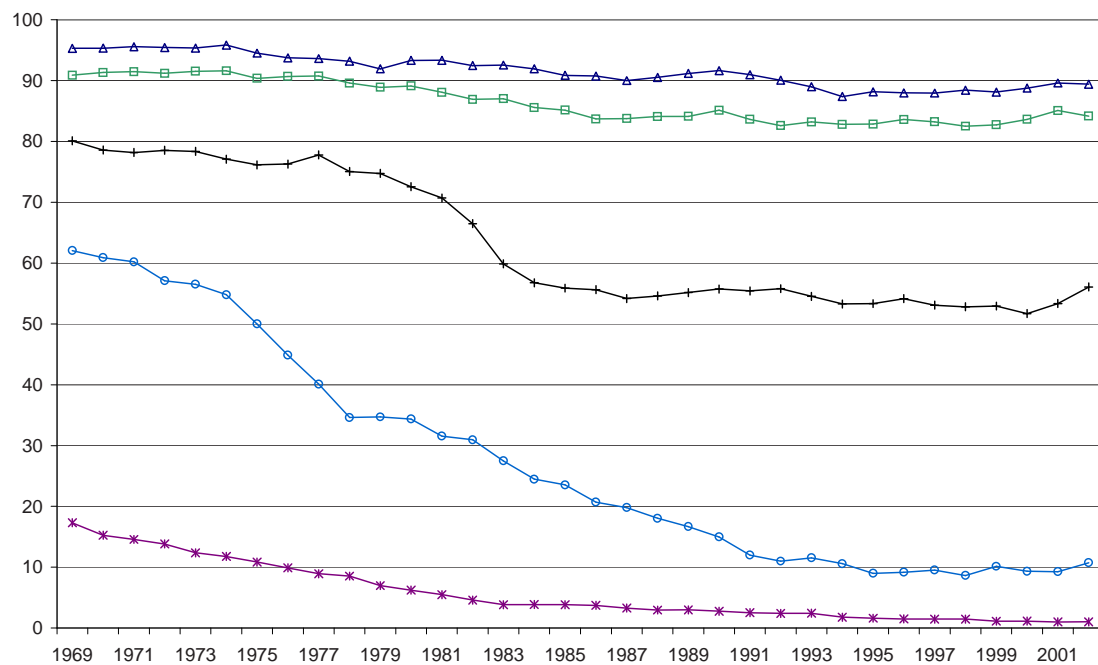
TAB. 6 – Simulation des effets des réformes à l’horizon 2020

	trimestres à 60 ans				Effet total
	130-139	140-149	150-159	160-169	
Proportion de la génération 1955-64	0,06	0,14	0,15	0,31	0,66
Augmentation durée de cotisation	4,5	4,5	3,25	1	1,70
Élasticité	0,54	0,54	0,53	0,53	
Effet net	0,39%	0,91%	0,69%	0,44%	2,42%

NOTE : Ces estimations reposent sur plusieurs hypothèses : l’élasticité estimée avec la réforme de 1993 sur le secteur privé est similaire à celle du secteur public ; l’élasticité estimée pour des personnes qui ont à 60 ans entre 130 et 155 trimestres de cotisation est proche de celle pour des personnes qui ont à 60 ans une durée de cotisation plus importante. Les données sur la répartition des durées de cotisation des générations 1955-1964 viennent des travaux de microsimulation de Destinie (Bardaji et al. 2004). L’effet net est exprimé en pourcentage de l’offre de travail requise en 1993 (37,5 ans).

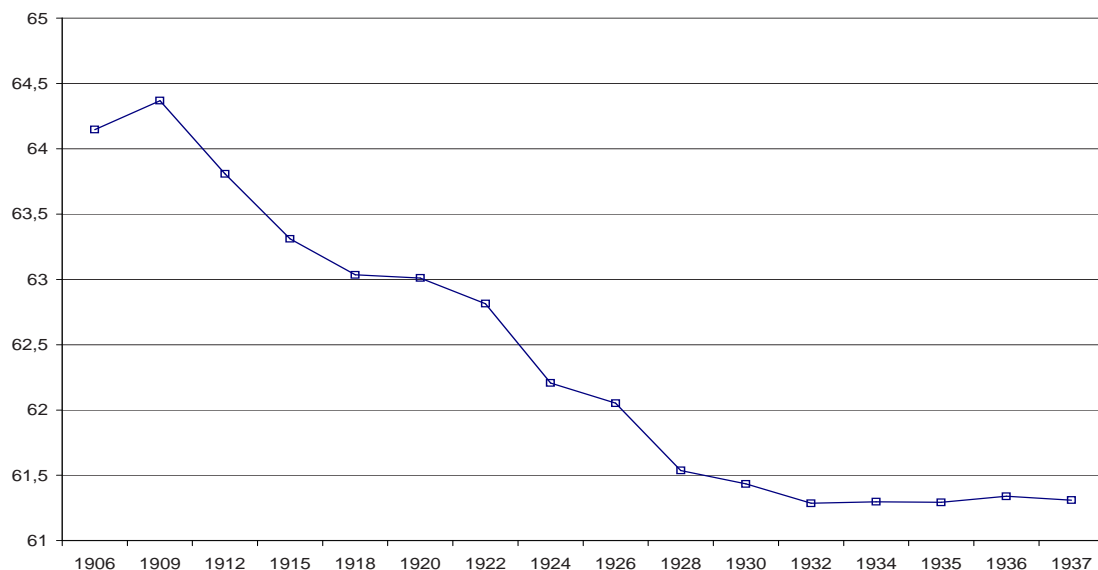


FIG. 1 – Taux de participation des hommes par groupe d'âge - INSEE *Enquête Emploi* 1969-2002



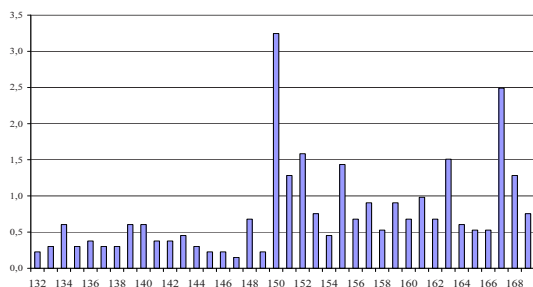
LÉGENDE :  $\triangle$  46-50 ans  $\square$  51-55 ans  $+$ - 56-60 ans  $\circ$  61-65 ans  $*$  66-70 ans

FIG. 2 – Âge moyen de départ en retraite par génération

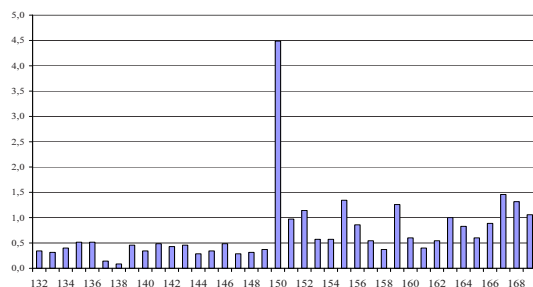


NOTE : Nous excluons les individus qui ont liquidé leur retraite après 66 ans. Pour les générations de 1909 à 1934, l'âge moyen de liquidation de la retraite est calculé avec l'EIR 2001 et pour les générations plus jeunes (1935 à 1937) avec les données administratives de la CNAV (1994-2003). L'échantillon n'est pas tout à fait comparable dans les deux bases de données car l'EIR 2001 dispose des informations sur les retraités vivant en 2001, alors que les données administratives de la CNAV concernent toutes les liquidations. La mortalité différentielle pourrait ainsi jouer un rôle pour les générations les plus anciennes.

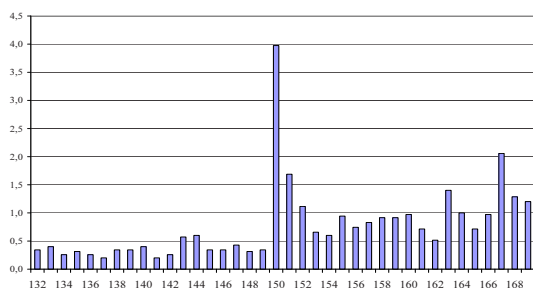
FIG. 3 – Distribution de la durée de cotisation par génération (régime général).



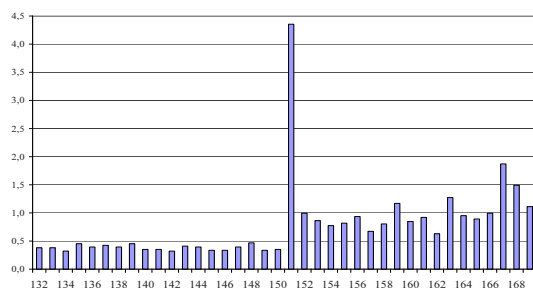
(a) Génération 1928



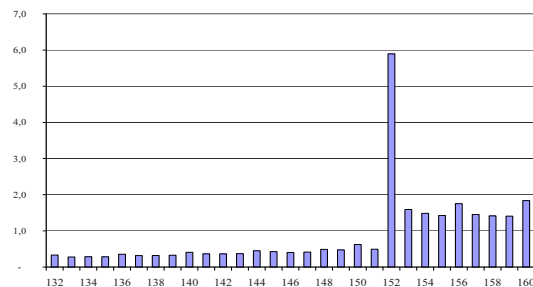
(b) Génération 1930



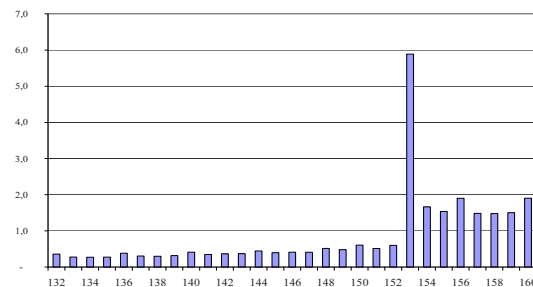
(c) Génération 1932



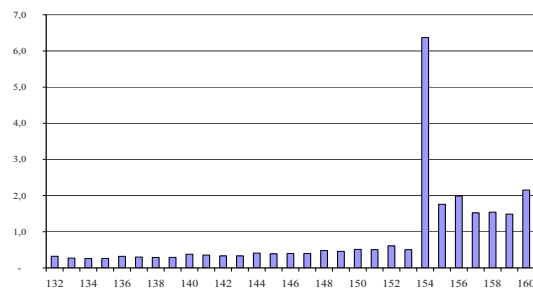
(d) Génération 1934



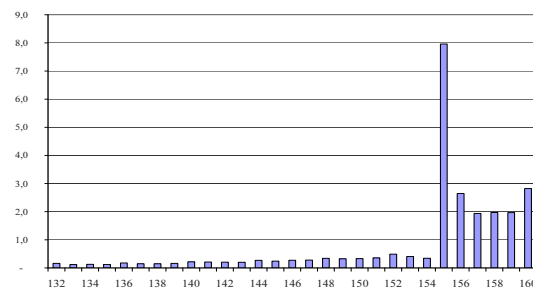
(e) Génération 1935



(f) Génération 1936



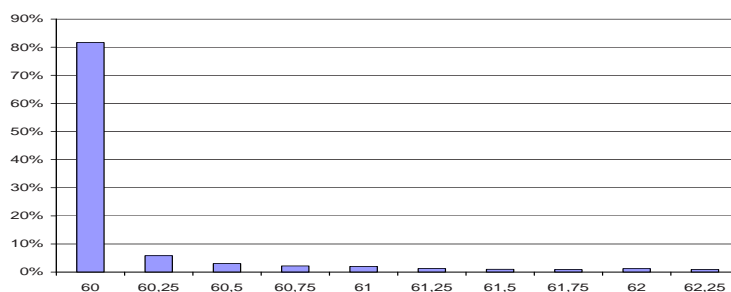
(g) Génération 1937



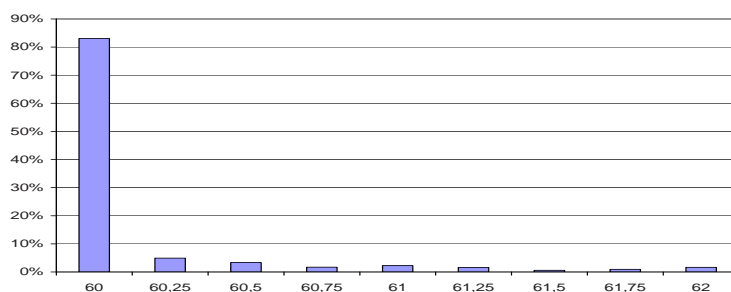
(h) Génération 1938

SOURCE : Échantillon Interrégime de Retraités (EIR) 2001 pour les générations 1928 à 1934 et données administratives de la CNAV pour les générations 1935 à 1938

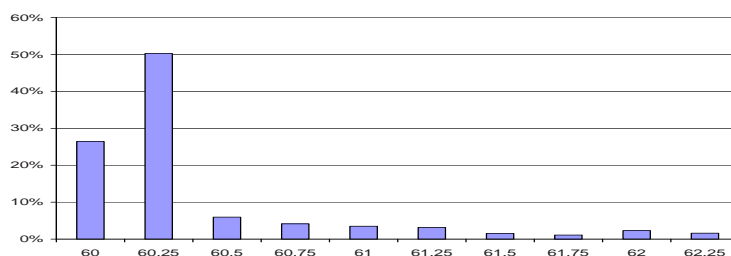
FIG. 4 – Distribution de la durée de cotisation par génération et par durée de cotisation. (pensions normales).



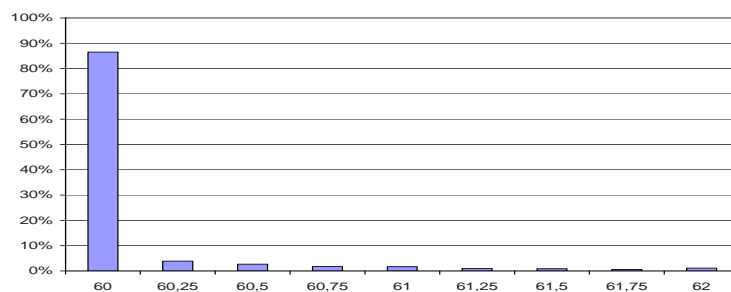
(a) Génération 1934 - 151 trimestres à 60 ans (5391 obs.)



(b) Génération 1934 - 152 trimestres à 60 ans (4846 obs.)



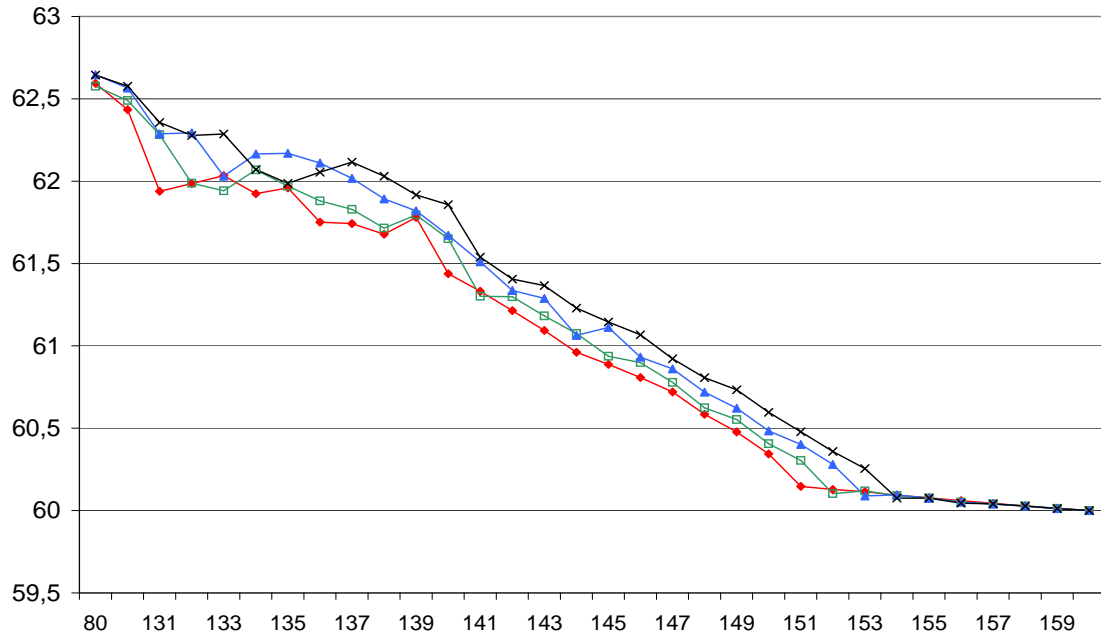
(c) Génération 1935 - 151 trimestres à 60 ans (2752 obs.)



(d) Génération 1935 - 152 trimestres à 60 ans (6429 obs.)

SOURCES : Données administratives de la CNAV. Le nombre de trimestres à 60 ans est calculé à partir du nombre de trimestres à la liquidation en supposant que tous les trimestres entre 60 ans et la liquidation ont donné droit à un trimestre d'assurance.

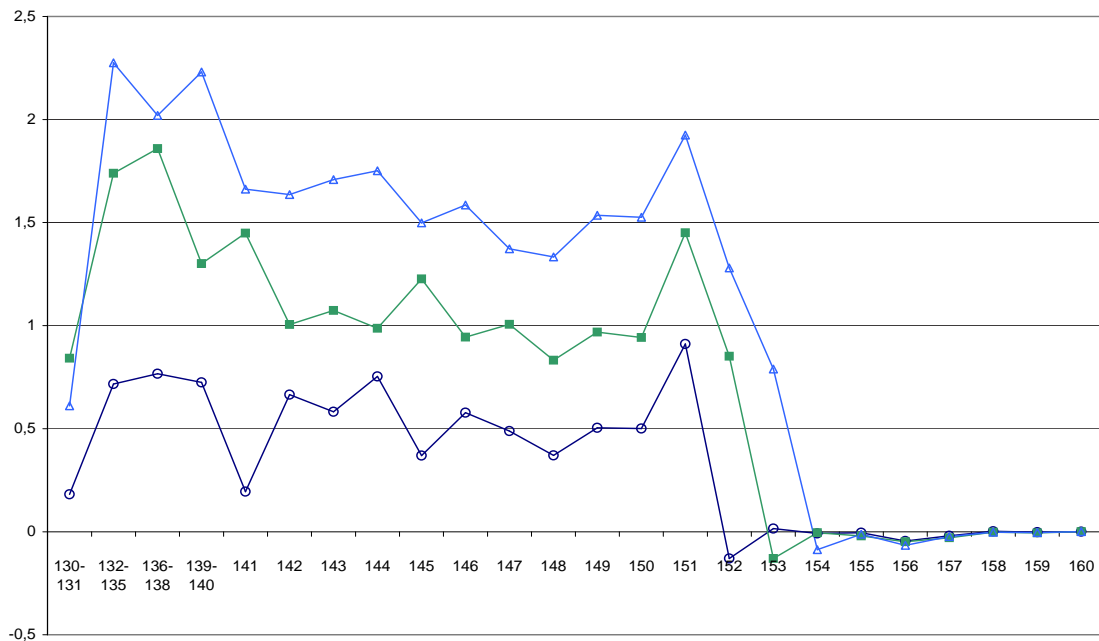
FIG. 5 – Âge moyen de liquidation par génération et par durée de cotisation



LEGEND : ◆ 1934 cohort ◻ Génération 1935 ▲ Génération 1936 ✱ Génération 1937

NOTE : Données administratives de la CNAV. Nous avons exclu les individus avec une durée de cotisation supérieure à 160 trimestres.

FIG. 6 – Coefficients d'interaction génération-durée de cotisation



LEGEND : ○ Génération 1935 ■ Génération 1936 △ Génération 1937

NOTE : Pour chaque génération, il s'agit des coefficients de l'interaction de variables muettes de durée de cotisation avec des variables muettes de génération. Les variables muettes pour chaque durée de cotisation ont été aussi incluses dans la régressions.