

Quel est l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme des retraites de 1993*

Antoine BOZIO[†]

13 juin 2005

Abstract

Ce papier vise à établir une première évaluation *ex post* de la réforme de 1993 des retraites du secteur privé en France. L'utilisation conjointe de l'Échantillon Interrégime des Retraités (EIR 2001) et les 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. 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. Ce chiffre important doit pourtant être remis dans le contexte de la forte décote pour les départs anticipés : les prédictions théoriques s'accordaient pour l'instant sur une élasticité proche de 1. Par ailleurs, nous mettons en évidence que les personnes touchées par la réforme ont plus sollicité des pensions d'invalidité ou d'inaptitude et qu'il a été possible pour certains d'augmenter à la marge leur durée d'assurance validée en faisant un effort « administratif » pour valider des trimestres anciens. 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 de 3,1 % 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.

[†]Antoine BOZIO, ENS-EHESS (Paris Jourdan PSE), 48 bd Jourdan, 75014 Paris, France. 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).

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 de la réforme de 1993 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.¹

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 qui a été très bien faite par d'autres (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 constatés 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

¹La Réforme Fillon de 2003 laisse les deux-tiers de la charge des pensions non provisionnée à de futures réformes. Ces prévisions sont en outre très dépendantes de l'effet des réformes successives et donc de l'estimation que l'on peut en faire (Conseil d'Orientation des Retraites 2004).

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 »² 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 tiennent 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.

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* de la réforme de 1993 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

²Il 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.

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. Par ailleurs, nous mettons en évidence que les personnes touchées par la réforme ont plus sollicité des pensions d'invalidité ou d'inaptitude et qu'il a été possible pour certains d'augmenter à la marge leur durée d'assurance validée en faisant un effort « administratif » pour valider des trimestres anciens.

La suite du papier va se concentrer avant tout sur le détail technique de la réforme de 1993 (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 de la réforme de 1993 et son interprétation (section 6).

2 La réforme de 1993

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.³ 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.⁴ 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, 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 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 : τ le taux de

³Voir aussi Dupuis et El Moudden (2002) et Bozio (2004) pour l'historique de la législation des régimes de retraite, de préretraite et de chômage des vieux travailleurs.

⁴Le 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.

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 τ

Le taux de liquidation τ 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 points⁵) par année de cotisation manquante ou (si le cas est préférable pour l'assuré) par année manquante par rapport à 65 ans. Par conséquence 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 δ la décote, fixée dès 1971 à 10%, N la durée d'assurance légale égale à 150 trimestres⁶ et D_1 la durée de cotisation tous régimes, ou encore appelée durée d'activité ou durée de carrière⁷.

Le mécanisme de double référence, par rapport aux 150 trimestres et par rapport à l'âge de 65 ans, donne en pratique un taux τ 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 %.

⁵La 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 $\delta_2 = 0.5 * \delta = 5$ %.

⁶Entre 1946 et 1971, N était égal à 120 trimestres, à partir de 1971 N passe à 150 trimestres, jusqu'en 1993.

⁷Elle 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^{er} 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^{er} 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.⁸

2.1.4 Minimum et maximums de pension, MIN et MAX

Depuis le 1^{er} 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^{er} 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 sociale⁹, hors avantages complémentaires (majoration pour enfants, conjoints

⁸Les salaires au-dessus du plafond sont soumis à des cotisations des régimes complémentaires.

⁹Par exemple au 1^{er} 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 1993,¹⁰ le gouvernement fait passer une réforme 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

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

¹⁰Loi 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.¹¹

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^{er} 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^{er} 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.¹²

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^{er} janvier 2008). Cela signifie qu'au sein par exemple de la cohorte 1934 tout le monde¹³ 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 1 et 2 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.¹⁴

¹¹Cette règle disparaît à partir du 1^{er} 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.

¹²Il 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.

¹³Néanmoins, 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.

¹⁴Il 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...

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.¹⁵ 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.¹⁶

La source la plus précise pour étudier les retraites est l'Echantillon Interrégime de Retraités (EIR).¹⁷ 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.¹⁸ 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 (Coeff 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.¹⁹ 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

¹⁵On connaît néanmoins l'âge de fin d'étude, qui sert, dans les modèles de microsimulation à prévoir la durée d'assurance.

¹⁶On ne sait pas par exemple si la retraite avait travaillé dans le secteur public ou dans le secteur privé. De plus, les quelques informations rétrospectives dont on dispose dans ces enquêtes sont souvent considérées comme peu fiables et imprécises.

¹⁷Etabli 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.

¹⁸Il existe donc un EIR pour les années 1988, 1993, 1997 et 2001. Le prochain aura lieu en 2005 et ne sera probablement disponible pour exploitation que vers la fin 2006.

¹⁹Il 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.

de pensions jusqu'au 31 décembre 2003,²⁰ ce qui donne des générations complètes²¹ jusqu'à la génération 1937. Autre avantage pour la précision des résultats est le codage de 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.²² 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.²³ 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.²⁴ 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

²⁰On dispose ainsi de 5'273'827 observations correspondant à toutes les attributions de pension entre 1994 et 2003 dans le régime général.

²¹C'est-à-dire qui ont au moins 66 ans et qui ont ainsi liquidé leur pension à 98%.

²²Ainsi, 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.

²³Ces deux derniers articles utilisent la série des Enquêtes Emploi de l'INSEE.

²⁴Dans les textes législatifs de chacune des réformes (préretraite, retraite à 60 ans) dominent les arguments prenant appui sur la « nécessaire baisse du chômage » lors d'un retrait des travailleurs âgés du marché du travail.

vieux travailleurs. L'évaluation de la réforme de 1993 devra forcément passer par la considération de son implication sur l'emploi.

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

En parallèle aux données sur les taux d'emploi, la figure 2 détaille les données officielles du régime général concernant l'âge moyen de liquidation. Ces données ont l'avantage d'être exhaustives mais l'âge moyen est un agrégat dont il faut se méfier.²⁵ Néanmoins, il est évident que l'âge de liquidation à la retraite a baissé : dès 1973, les anciens combattants et déportés peuvent liquider à 60 ans au taux plein, en 1975 les travailleurs manuels et les femmes ouvrières et mères de famille, en 1977 les femmes qui ont cotisé 150 trimestres et enfin en 1983 toutes les personnes avec 150 trimestres de cotisation.²⁶

Plus intéressante est la constatation que l'âge moyen à la liquidation par génération a baissé constamment jusqu'à la génération 1932 où il s'est stabilisé et a légèrement augmenté. La figure 3 présente l'âge moyen à la liquidation par génération d'après les données de l'EIR 2001 et les données CNAV.²⁷ 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.

Les figures 4 et 5, issues respectivement des données de l'EIR 2001 et des données administratives de la CNAV, sont plus spectaculaires 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. Avec l'EIR 2001, on constate que toutes les générations anciennes présentent un pic notable à 150 trimestres d'assurance. Le pic se déplace à 151 pour la génération 1934, à 153 pour la génération 1936 et à 155 pour la génération 1938, suivant ainsi exactement les exigences de la réforme pour obtenir le taux plein. Avec les données de la CNAV, les mêmes caractéristiques sont repérables, génération par génération jusqu'à la génération 1940 où le premier pic se situe à 157 trimestres.²⁸

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

²⁵Une génération moins nombreuse arrive à la retraite vers 60 ans et fait augmenter l'âge moyen de liquidation de l'année en question, mécaniquement, et inversement pour les générations nombreuses (Givord 2002). Ainsi, l'âge moyen dans les enquêtes emploi des 60-65 ans varie considérablement sous l'effet des classes creuses entre 1975 et 1985. En outre, il existe une discontinuité de calcul de l'âge moyen en 1994, date à laquelle la CNAV a changé sa façon de calculer l'âge à la liquidation. Avant cette date, la CNAV calculait l'âge des pensionnés par différence de millésime ; après, elle calcule l'âge au trimestre près.

²⁶En France, l'âge minimum pour recevoir une retraite a toujours été 60 ans, mais à la conception du régime, le taux de remplacement à 60 ans était très faible, de 20% pour une carrière complète.

²⁷On 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.

²⁸Il faut préciser que dans le cas de l'EIR comme avec les données CNAV, la durée d'activité correspond à l'ensemble des cotisations dans chacun des régimes de base et de périodes reconnues équivalentes. Celles-ci sont le plus souvent des périodes d'activité professionnelle qui ont pu faire l'objet de rachat de cotisation vieillesse. Le recueil statistique (2002) de la CNAV précise néanmoins l'imperfection de cette statistique. En effet, il n'est pas effectué une recherche systématique des trimestres de cotisation dès que la personne demande la liquidation passée 65 ans. L'hypothèse d'un traitement automatique des personnes liquidant à 65 ans avec un nombre arbitraire de 150 (151, 152...) trimestres de cotisation est pourtant à écarter. On ne constate aucune différence de répartition par durée d'assurance pour les personnes liquidant à 65 ans.

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 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 :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \beta_j GEN_j + \gamma_k TRIM_k + \eta_{j,k} GEN_j * TRIM_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \quad (8)$$

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 ν_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 (8) 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 :

$$DD_{\text{estimation}} = \left[E[AGE_{ijk}|j=1935 \ \& \ k=151] - E[AGE_{ijk}|j=1935 \ \& \ k=152] \right] - \left[E[AGE_{ijk}|j=1934 \ \& \ k=151] - E[AGE_{ijk}|j=1934 \ \& \ k=152] \right] \quad (9)$$

En utilisant l'équation (8), le coefficient estimé en double différence se réécrit :

$$DD_{\text{estimation}} = \left[(\alpha + \beta_{1935} + \gamma_{151} + \eta_{1935,151}) - (\alpha + \beta_{1935} + \gamma_{152}) \right] - \left[(\alpha + \beta_{1934} + \gamma_{151}) - (\alpha + \beta_{1934} + \gamma_{152}) \right] \quad (10)$$

$$DD_{\text{estimation}} = \eta_{1935,151} \quad (11)$$

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 9 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 9 et nous devons développer un cadre général pour pouvoir les estimer précisément.

La généralisation de l'équation (8) 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 9, 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 :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \sum \gamma_k TRIM_k + \sum \eta_{j,k} GEN_j * TRIM_k + \nu_i + \epsilon_{ijk} \quad (12)$$

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 10 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.

Pour généraliser notre estimation nous proposons donc d'estimer l'équation (12) 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 quel 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 :

$$AGE_{ijk} = \alpha + \sum \gamma_k TRIM_k + \gamma_n R_n + \nu_i + \epsilon_{ijk} \quad (13)$$

Nous pourrions ainsi interpréter le coefficient γ_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 présenter nos résultats de base issus des régressions décrites plus haut et nous allons ensuite étudier si la réforme n'a pas influencé nos groupes de traitement et de contrôle. Nous finirons par vérifier avec les données de l'EIR qu'il n'y a pas une tendance séculaire à l'oeuvre en refaisant notre analyse sur des générations plus anciennes.

5.1 Les résultats de base

Nous reportons d'abord les résultats des estimations en double différence (autour de N_1 trimestres de cotisation) dans le tableau 3 sur l'échantillon des pensions normales (en excluant les pensions invalidité et pour inaptitude qui ne sont pas censées être touchées par la réforme). Sur les graphiques 6, 7 et 8, les histogrammes correspondant à ces moyennes sont représentés. Chacun décrit la distribution de l'âge de départ à la retraite selon l'année de naissance et le nombre de trimestre de cotisation à 60 ans. La stratégie de double différence consiste simplement à calculer la double différence de la moyenne de chaque groupe (ce qui est fait au tableau 3). Les résultats indiquent que la réforme de 1993 a eu un impact considérable sur l'âge de départ en retraite. On obtient des élasticités proches de 1 : 1,04 pour la double différence 1934-35, 1,12 pour celle de 1935-36 et 1 pour celle de 1936-37. Ces élasticités signifient que pour chaque augmentation de 1 trimestre de la durée requise de cotisation pour obtenir le taux plein, les individus ont repoussé de 1 trimestre leur départ en retraite.

Dans les trois premières colonnes du tableau 4, nous présentons les mêmes estimations en utilisant l'équation (8). Nous reportons ensuite dans les deux dernières colonnes du tableau 4 les résultats de la régression générale suivant l'équation (13). 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 1, entre 0,6 et 0,68 selon l'intensité de la réforme. Sans surprise plus l'intensité de la réforme est forte plus l'élasticité est faible. Le coefficient de R_1 est nettement plus fort que les suivants, même s'il reste largement inférieur à 1. 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 0,61 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 *en soi* surprenant. Cela pourrait simplement venir du fait que les personnes à la marge 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). Il y a néanmoins deux autres interprétations possibles. La première est que nos régressions généralisées sous-estiment l'élasticité car nous avons omis de contrôler pour la génération. Comme nous l'avons déjà suggéré, si cette hypothèse était vraie, nous devrions constater des coefficients d'interaction différents pour chaque génération pour les personnes non touchées par la réforme. Le graphique 10 devrait convaincre chaque lecteur que ces coefficients sont biens nuls et que cette hypothèse n'est donc pas vérifiée. L'autre possibilité est que nos estimations en double différence ne sont pas valides et conduisent à une surestimation des élasticités. Nous allons vérifier par la suite la pertinence de cette possibilité.

5.2 Vérification pour les possibles biais

Nous avons vu dans la partie précédente que les estimations en double différence sont exemptes de biais si les groupes de traitement et de contrôle ne changent pas sous l'impact de la réforme. Ceci peut être vérifié en examinant deux hypothèses séparées : d'abord l'hypothèse que la réforme n'a pas influencé la durée de cotisation à 60 ans ; deuxièmement l'hypothèse que la réforme n'a pas incité les individus à liquider des pensions spéciales (invalidité, pour inaptitude...). Il y a donc ici deux possibles biais à examiner.

Alors que l'hypothèse que la réforme n'a pas influencé la durée de cotisation à 60 ans peut paraître logique au premier abord, il faut se rappeler que nous ne disposons pas de la vraie mesure de la durée de cotisation au moment de l'introduction de la réforme. Ainsi que nous l'avons vu précédemment, nous avons calculé la durée de cotisation à 60 ans à partir de la durée de cotisation mesurée au moment du départ en retraite. Ce dernier peut être ainsi sujet à l'influence de la réforme. Si l'on regarde attentivement les graphiques 6, 7 et 8 qui représentent les doubles différences, on ne peut s'empêcher de remarquer que le nombre d'observation du groupe de traitement (par exemple le groupe né en 1935 avec 151 trimestres de cotisation à 60 ans) est beaucoup plus faible que le groupe né la même année et non touché par la réforme. Cela veut dire que la durée de cotisation calculée n'est pas indépendante de la réforme de 1993.

Deux explications peuvent être données pour ce fait : d'abord les gens pourraient avoir simplement travaillé plus longtemps avant 60 ans en réaction à la réforme, et ce pour bénéficier du taux plein. Pourtant cette hypothèse est peu crédible sachant que la première génération concernée a eu seulement un très court laps de temps pour recommencer à travailler et que le marché du travail pour les plus de 58 ans est presque non existant. La seconde possibilité est que le nombre de trimestres de cotisation peut varier sensiblement selon l'effort qui est fourni pour retrouver les preuves de tous les trimestres de cotisation possibles, tout au moins à la marge : pour recevoir une pension de retraite, le futur retraité doit constituer avec l'aide de la CNAV un dossier qui établit la durée de cotisation effective et les droits subséquents de l'assuré. Avec la réforme, les personnes touchées se trouvent avoir une forte incitation à révéler la vraie durée de cotisation en faisant un effort supplémentaire pour valider les trimestres de stage ou de travail avant le début de la carrière professionnelle. Pour être honnête, cet effort de recherche n'est pas forcément le fait du salarié, mais peut aussi venir de la CNAV ou même d'un employeur soucieux de pouvoir mettre fin au contrat de travail de ses employés vieillissant.

Une remarque d'importance mérite d'être souligné ici : cet effet de révélation touche vraisemblablement uniquement les personnes touchées à la marge. En effet, ceux qui, avant la réforme, ne pouvaient déjà pas justifier du nombre de trimestres de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein à 60 ans avaient déjà fait des efforts similaires pour maximiser leur durée de cotisation. C'est pourquoi les résultats des deux dernières colonnes du tableau 4 (régressions générales) seront *de facto* moins touchés par ce biais de manipulation, comme celui-ci touche essentiellement une petite partie des personnes touchées par la réforme (ceux touchés à la marge). Nous verrons plus loin quel est le signe théorique de ce biais et comment y remédier.

La seconde hypothèse qu'il faut vérifier est le possible impact de la réforme sur les pensions pour invalidité et pour inaptitude, qui garantissent à leurs bénéficiaires le taux plein à 60 ans. Si la réforme a incité les individus touchés par la réforme à partir en retraite par le biais de ces systèmes

spéciaux, alors cela veut dire que nos estimations basées sur les pensions normales uniquement sont biaisées.

Dans le paragraphe suivant nous allons évaluer en détail l'impact de la réforme sur les pensions invalidité et nous verrons par la suite comment corriger le biais lié à l'effet révélation de la réforme sur la durée de cotisation observée.

5.3 Impact de la réforme sur la liquidation des pensions pour invalidité ou inaptitude

En théorie, les pensions de retraite accordées pour invalidité ou inaptitude au travail ne devraient pas être influencées par la réforme de 1993. Le fait d'être déclaré invalide ou inapte au travail repose sur une expertise médicale et est indépendant de la durée de cotisation. Pourtant, le même mécanisme d'incitation à la révélation peut jouer ici : les personnes qui ont déjà le taux plein par leur longue durée de cotisation n'ont aucune incitation à faire l'effort administratif pour être qualifié inapte au travail. Si ces mêmes personnes sont touchées par la réforme, alors il deviendra intéressant pour eux d'effectuer ces démarches. Là encore, il ne s'agit pas de manipulation (des personnes qui obtiennent à tort une pension d'inaptitude) mais bien d'un effet de révélation induit par la réforme. Tout d'abord, nous devons vérifier ce qu'il en est réellement de cet effet en étudiant si la réforme a incité plus de personnes à liquider des pensions invalidité ou pour inaptitude. Dans les trois premières colonnes du tableau 5 nous avons réalisé des doubles différences similaires à celles évoquées plus haut, mais en utilisant comme variable dépendante le fait d'avoir liquidé une pension pour invalidité ou inaptitude ou non. Nous pouvons remarquer que la réforme a incité certaines personnes touchées à liquider plus de pensions de ce type. L'effet est relativement fort et significatif pour les personnes touchées à la marge : leur probabilité de liquider une pension pour inaptitude ou d'invalidité est de 13 à 15 % plus élevée que les autres.

Dans les deux dernières colonnes du tableau 5, nous estimons une équation similaire à l'équation (13) avec comme variable dépendante une variable muette qui prend la valeur 1 en cas de liquidation d'une pension pour invalidité ou pour inaptitude, et 0 sinon. Dans la première spécification, qui distingue l'effet de la réforme selon son intensité, il apparaît que la réforme a augmenté la probabilité de liquider une pension invalidité de 2 à 4 %. L'effet est plus fort pour ceux touchés à la marge. Ceci n'est pas surprenant dès lors que ceux qui n'avaient déjà pas le taux plein avant la réforme avaient déjà entrepris les démarches nécessaires pour obtenir une pension spéciale. Avec la seconde spécification nous faisons l'hypothèse d'un effet linéaire pour obtenir un effet moyen de 1,9 % pour ceux touchés par la réforme.

Comme groupe de contrôle de cet effet, nous pouvons utiliser les pensions accordées aux déportés (enfants pendant la guerre), anciens combattants (surtout de la guerre d'Algérie) ou aux mères de trois enfants travaillant à l'usine. La possibilité de demander de telles pensions de retraite est beaucoup plus limitée et il est probable que même avec plus de N_1 trimestres de cotisation, les déportés et les anciens combattants auraient quand même demandé ces types de pension pour la reconnaissance de leur statut historique. Nous présentons les mêmes régressions au tableau 6 avec comme variable dépendante une variable muette qui prend la valeur 1 si la personne a liquidé une telle pension de guerre. L'effet est alors généralement non significatif pour les doubles différences et proche de zéro dans les régressions générales.

5.4 Comment corriger l'effet révélation ?

Cet impact de la réforme sur la liquidation de pensions invalidité ou pour inaptitude est aussi un effet de révélation similaire à celui qui touche la durée de cotisation déclarée. La réforme a ainsi renforcé les incitations à révéler l'information qui permet de bénéficier d'une pension de retraite dès 60 ans. Dès lors que ces effets sont clairement identifiés, nous devons comprendre le biais qui en découle pour pouvoir procéder à une correction.

Au tableau 7 nous représentons une double différence théorique prenant en compte l'effet de révélation. Nous voulons rendre compte des deux effets, sur les pensions invalidité et sur la durée déclarée de cotisation. De la même façon qu'au tableau 3, nous distinguons les groupes par génération et par durée de cotisation à 60 ans. La différence vient du fait que l'on distingue plusieurs sous-groupes. Ainsi, on appelle « potentiellement invalide » les personnes qui pourraient demander une pension invalidité mais qui ne le font que si elles ne peuvent pas directement obtenir le taux plein à 60 ans. Le groupe normal correspond simplement au groupe qui n'a pas d'information supplémentaire à révéler. Enfin, un troisième groupe a effectivement 152 trimestres de cotisation à 60 ans, mais il n'en révèle que 151 quand il n'est pas touché par la réforme (c'est l'effet sur la durée de cotisation). La taille de chaque groupe est respectivement N_{34} , I_{34} et K_{34} pour la génération 1934 et N_{35} , I_{35} et K_{35} pour la génération 1935. On note α un effet constant, β un effet génération (la génération 1935); γ est l'effet durée de cotisation (151 trimestres) et ν_i est un paramètre de préférence pour le loisir et finalement η est l'effet réel de la réforme. Tous ces paramètres sont exprimés en trimestres. Le paramètre de préférence ν_i est différent pour chaque individu. Pour ceux qui peuvent potentiellement liquider une pension invalidité et pour le groupe dont la durée de cotisation est incertaine (susceptible d'être touché par l'effet révélation), ν_i est proche de zéro. Pour le groupe normal, ν_i est positif en moyenne avec une distribution hétérogène avec une minorité de gens avec un ν_i largement positif (ceux qui ont une faible préférence pour le loisir et qui partent en retraite bien après avoir atteint le taux plein).

Idéalement nous aurions aimé réaliser nos doubles différences uniquement sur le groupe dit normal. Si nous appliquons l'équation (9) à notre modèle uniquement pour le groupe normal, on obtient pour l'estimation en double différence (DD) :

$$DD = \left[(\alpha + \beta + \gamma + \nu_i + \eta) - (\alpha + \beta + \nu_i) \right] - \left[(\alpha + \gamma + \nu_i) - (\alpha + \nu_i) \right] = \eta \quad (14)$$

Malheureusement, on ne peut pas distinguer les individus dits normaux du groupe potentiellement invalide ou du groupe qui peut révéler *ex post* une durée effective de cotisation plus élevée. Dès lors, en pratique nous réalisons en fait la double différence suivante :

$$DD = \left[(\alpha + \beta + \gamma + \nu_i + \eta) - \left(\alpha + \beta + \frac{N_{35}}{K_{35} + N_{35} + D_{35}} \nu_i \right) \right] - \left[\left(\alpha + \frac{N_{34} + D_{34}}{D_{34} + N_{34} + K_{34}} \gamma + \frac{N_{34}}{K_{34} + N_{34} + D_{34}} \nu_i \right) - \left(\alpha + \frac{N_{34}}{N_{34} + D_{34}} \nu_i \right) \right] \quad (15)$$

qui peut être réécrite de la façon suivante :

$$DD = \eta + \frac{K_{34}}{D_{34} + N_{34} + K_{34}}\gamma + \underbrace{\left[\frac{K_{35} + D_{35}}{K_{35} + N_{35} + D_{35}} + \left(\frac{N_{34}}{N_{34} + D_{34}} - \frac{N_{34}}{K_{34} + N_{34} + D_{34}} \right) \right]}_{>0} \nu_i \quad (16)$$

Nos estimations en double différence diffèrent donc du vrai effet de la réforme η pour deux raisons. D'abord, le fait que la réforme incite un groupe à révéler sa véritable durée de cotisation biaise notre estimation vers le haut d'un montant $\frac{K_{34}}{D_{34} + N_{34} + K_{34}}\gamma$ égal à l'effet trimestre fois la part des individus qui susceptible d'être soumis à cet effet révélation. Les estimations de ce coefficient γ dans les trois régressions des doubles différences varient entre -0,07 à 0,06, significatif à 10 %. La part des individus touchés par cet effet est au maximum de 20 %, donc cette partie du biais doit conduire à une sous-estimation ou une sur-estimation du vrai coefficient η de l'ordre de 0,015. La seconde partie du biais est clairement positive et vient de la sur-pondération des individus dont le paramètre de préférence ν_i est positif dans le groupe de traitement (ou inversement une sous-pondération dans le groupe de contrôle), et ce à la suite de l'effet de révélation.

Pour corriger ce biais nous estimons nos différences en différence en excluant de l'échantillon les personnes qui ont liquidé leur retraite plus d'un trimestre après avoir obtenu le taux plein. Ce groupe d'individus ont clairement un ν_i positif. Dès lors l'estimation de nos élasticités devient :

$$DD = \eta + \frac{K_{34}}{D_{34} + N_{34} + K_{34}}\gamma \quad (17)$$

On peut retrouver ces résultats dans les trois premières colonnes du tableau 8. Les élasticités varient entre 0,63 et 0,66, plus proches des estimations des régressions générales que des doubles différences sans correction, mais néanmoins plus fortes pour ceux touchés à la marge. Remarquons ensuite que le biais correspondant à $\frac{K_{34}}{D_{34} + N_{34} + K_{34}}\gamma$ reste dans la marge d'erreur de la régression. Dans les deux dernières colonnes du tableau 8 nous présentons les résultats de la régression générale en excluant les individus touchés à la marge pour estimer l'impact du biais de révélation sur les régressions générales. En fait, même si cet effet de révélation influence de façon sensible les personnes touchées à la marge, la coefficient dans la spécification linéaire bouge relativement peu, passant de 0,61 à 0,596. Le coefficient le plus touché est R_1 , pour les individus touchés seulement d'un trimestre par la hausse de la durée requise de cotisation, ce qui n'est pas une surprise.

Dans la sous-partie suivante, nous allons vérifier avec les données de l'EIR 2001 si il n'y a pas une tendance sur les générations plus anciennes que l'on attribuerait à tort à la réforme de 1993.

5.5 Vérifications avec l'Échantillon Interrégime de Retraités (EIR 2001)

Les données administratives de la CNAV ont un gros défaut : elles commencent seulement en 1994 et ne disposent donc pas des générations plus anciennes, non touchées par la réforme, et qui auraient constitué d'excellents groupes de contrôle. L'Échantillon Interrégime de Retraités (EIR 2001) est lui moins précis (taille de l'échantillon faible, l'âge de liquidation en année) et ancien pour notre propos (en 2001, seule la génération 1934 est complètement touchée par la réforme de 1993), mais ces données vont néanmoins nous permettre de voir si notre stratégie d'identification ne capture pas une tendance préexistante (l'EIR 2001 dispose des génération 1924 à 1938, dont on a vu les distributions d'âge de départ à la retraite au graphique 4). Les résultats des tests suivants

ne peuvent pas vraiment être comparés aux résultats avec les données de la CNAV et il faut plutôt en tirer une conclusion d'ordre qualitatif que prendre ces coefficients très imprécis pour argent comptant.

Au tableau 10, nous reprenons la même méthodologie de double différence que précédemment. Nous mettons en évidence ainsi des groupes de contrôle convaincants avec les générations 1930 et 1932 qui ne sont pas touchées par la réforme. Le coefficient d'interaction est positif, même si très imprécis. En raison du manque de précision dans les données et du plus faible nombre d'observations, les écarts-type ont tout lieu d'être plus élevés qu'avec les données de la CNAV. Les élasticités mesurées avec les expériences naturelles sont positives (et significatif dans un cas) tandis qu'avec les expériences de contrôle ces coefficients sont nuls et non significatifs.

Dans la première colonne du tableau 11, nous reportons les résultats de l'équation suivante :

$$AGE = \alpha + \beta_i GEN_i + \gamma TRIM + \delta TRIM * Générations touchées + \zeta TRIM * Tendance + \epsilon \quad (18)$$

avec AGE l'âge de liquidation, GEN la génération et TRIM une variable muette qui prend la valeur 1 si une personne a à 60 ans entre 131 et 152 trimestres de cotisation et 0 sinon. Nous n'essayons pas d'estimer l'impact de la réforme pour chaque génération, mais son effet général. La variable $TRIM * tendance$ contrôle pour une possible tendance spécifique au group test, mais cette possibilité est clairement rejetée. Le coefficient d'interaction δ est significatif à 10 %.

Le résultat majeur de l'utilisation des données de l'EIR 2001 est de montrer que notre stratégie est valide, et cela renforce la confiance que l'on peut avoir dans nos estimations sur données administratives. Dans la sous-partie suivante, nous allons évaluer comment prendre en compte le cas des préretraités et des chômeurs dans nos estimations.

5.6 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.²⁹ 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 un arbitrage entre loisir et revenu.³⁰ 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.

²⁹La CNAV dispose de ce type de données mais ils sont d'accès restreints.

³⁰La réalité est plus complexe en fait puisque certains systèmes de préretraites sont moins avantageux que la retraite alors que d'autres le sont plus.

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 12 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 8 et 12, 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 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).³¹

³¹Le calcul est simple, respectivement $(0.6-0.13)/0.87=0.54$ et $(0.65-0.25)/0.75=0.53$

6 Bilan : comment expliquer ces résultats ?

6.1 L'effet net de la réforme de 1993

Avant de commenter nos résultats, il est important de rappeler qui a été en fait touché par la réforme de 1993 et ce qui était attendu d'elle. 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 ν_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 et à 48 % pour les générations 1965-74. 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) et 2,43 ans (réforme 1993 et 2003) 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). L'augmentation moyenne de la durée de carrière à la suite des réformes 1993 et 2003 pour les générations 1965-74 est de 1,16 ans, c'est-à-dire une augmentation de 3,11 % 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 3,1 % 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 retraites 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

Cet article propose une première évaluation *ex post* de l'effet de l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme de 1993 sur l'âge de départ à la retraite. Cette réforme du secteur privé avait pour but à la fois de baisser le taux de remplacement et d'augmenter l'âge de départ à la retraite. Pour réaliser ce dernier objectif la réforme prévoyait d'augmenter le nombre de trimestres requis pour obtenir le taux plein de 150 à 160 trimestres. 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. 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 à 3,1 % 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. (2004), 'History of the French Pension System and Early Retirement Schemes', *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).
- Givord, P. (2002), ‘Prévoir l’évolution des taux d’activité aux âges élevés : un exercice difficile’, *Economie et Statistique* (355-356), 105–121.
- 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 1934.

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	-1,11 %	0	0	0	0	0
135	-1,12 %	-1,12 %	0	0	0	0
137	-1,14 %	-1,14 %	0	0	0	0
139	-1,16 %	-1,16 %	-1,16 %	0	0	0
141	-1,17 %	-1,17 %	-1,17 %	0	0	0
143	-1,19 %	-1,19 %	-1,19 %	-1,19 %	0	0
145	-1,21 %	-1,21 %	-1,21 %	-1,21 %	0	0
146	-1,22 %	-1,22 %	-1,22 %	-1,22 %	0	0
147	-1,22 %	-1,22 %	-1,22 %	-1,22 %	-1,22 %	0
148	-1,23 %	-1,23 %	-1,23 %	-1,23 %	-1,23 %	0
149	-1,24 %	-1,24 %	-1,24 %	-1,24 %	-1,24 %	0
150	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	-1,25 %	0
≥ 151	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 1,25 point de pourcentage, de 50 % à 48,75 %.

TAB. 2 – 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. 3 – Âge moyen de départ en retraite - double différence pour les pensions normales

Panel A : Expérience naturelle 1			
Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Différence
	151	152	
1935	241,54 (0,038)	240,44 (0,020)	1,100 (0,036)
1934	240,630 (0,025)	240,569 (0,024)	0,06 (0,032)
Différence	0,911 (0,042)	-0,130 (0,028)	1,040*** (0,049)

Panel B : Expérience naturelle 2			
Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Différence
	152	153	
1936	241,420 (0,033)	240,372 (0,018)	1,048 (0,031)
1935	240,44 (0,019)	240,516 (0,020)	-0,076 (0,026)
Différence	0,981 (0,034)	-0,144 (0,024)	1,125*** (0,041)

Panel C : Expérience naturelle 3			
Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Différence
	153	154	
1937	241,291 (0,028)	240,326 (0,015)	0,965 (0,027)
1936	240,37 (0,016)	240,408 (0,016)	-0,036 (0,022)
Différence	0,920 (0,029)	-0,08 (0,021)	1,001*** (0,035)

NOTE : Calculs avec les données administratives de la CNAV. Nous avons exclu les individus qui sont partis en retraite après 68 ans pour la première expérience, après 67 ans pour la seconde et après 66 ans pour la troisième. Nous excluons aussi les individus qui avaient au moment de la liquidation plus de 160 trimestres de cotisation. Les écarts-type sont entre parenthèses et les coefficients d'interaction sont en gras. L'âge de départ en retraite est en trimestres.

DEGRÉ DE SIGNIFICATIVITÉ : * : 10% ** : 5% *** : 1%

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 de base

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1934-35 Coeff. (Écart-type)	1935-36 Coeff. (Écart-type)	1936-37 Coeff. (Écart-type)	Tous Coeff. (Écart-type)	Tous Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,610*** (0,015)
R_1	1,040*** (0,049)	1,125*** (0,041)	1,001*** (0,035)	0,687*** (0,042)	
R_2				0,633*** (0,021)	
R_3				0,601*** (0,016)	
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 génération et durées de cotisation à 60 ans	Toutes les génération et durées de cotisation à 60 ans
N	19418	20265	19791	811605	
R ²	0,07	0,06	0,05	0,494	
F _(3,N)	314,49	426,52	504,21	23277,23	24731,10

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la CNAV.

NOTE : Les trois première 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 .

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. 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. 5 – Impact de la réforme sur la probabilité de liquider une pension invalidité ou pour inaptitude

Variable	(1) 1934-35 Coeff. (Écart-type)	(2) 1935-36 Coeff. (Écart-type)	(3) 1936-37 Coeff. (Écart-type)	(4) Invalidité Coeff. (Écart-type)	(5) Invalidité Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,019*** (0,001)
R_1	0,136*** (0,010)	0,132*** (0,010)	0,152*** (0,010)	0,042*** (0,002)	
R_2				0,021*** (0,002)	
R_3				0,020*** (0,003)	
Sexe	-0,010** (0,0050)	-0,008* (0,0048)	-0,0006 (0,0047)	-0,030*** (0,001)	-0,030*** (0,001)
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	23210	24038	23347	1268945	
R ²	0,01	0,01	0,02	0,04	
F _(4,N)	81,68	91,38	93,92	1498,86	1586,82
Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%					

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la CNAV.

NOTE : Les spécifications sont identiques à celles du tableau 4 mais la variable dépendante est une variable muette qui prend la valeur 1 si l'individu a pris sa retraite avec une pension invalidité ou une pension pour inaptitude au travail. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 6 – Expérience de contrôle : Impact de la réforme sur les retraites des déportés et anciens combattants

Variable	(1) 1934-35 Coeff. (Écart-type)	(2) 1935-36 Coeff. (Écart-type)	(3) 1936-37 Coeff. (Écart-type)	(4) Anc. comb. Coeff. (Écart-type)	(5) Anc. comb. Coeff. (Écart-type)
R linéaire					0,0002*** (0,00008)
R_1	0,0008 (0,0007)	-0,0004 (0,0005)	0,00002 (0,0004)	0,00009 (0,0002)	
R_2				0,00023** (0,0001)	
R_3				0,00026*** (0,00009)	
Sexe	0,0011*** (0,00035)	0,0007*** (0,00028)	0,00035* (0,00019)	0,0056*** (0,00008)	0,0056*** (0,00008)
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	23210	24038	23347	1268945	
R^2	0,0007	0,0004	0,0003	0,004	
$F_{(4,N)}$	3,98	2,17	1,56	151,34	160,49
Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%					

SOURCE : Calculs avec les données administratives de la CNAV.

NOTE : Les spécifications sont identiques à celles du tableau 4 mais la variable dépendante est une variable muette qui prend la valeur 1 si l'individu a pris sa retraite avec une pension pour ancien déporté ou ancien combattant ou mère de famille travaillant à l'usine. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 7 – Biais théorique sur l'estimation de l'effet de la réforme sur l'âge de liquidation de la retraite à la suite de l'effet de révélation.

	Durée de cotisation à 60 ans en trimestres				
	151 trimestres		152 ou 151 trimestres	152 trimestres	
type	Potentiellement Invalide	Normal	Durée incertaine de contribution	Normal	Potentiellement Invalide
taille	D_{gen}	N_{gen}	K_{gen}	N_1	D_{gen}
Génération 1935	$\alpha + \beta + \gamma - d$	$\alpha + \beta + \gamma + \nu_i + \eta$	152 trimestres		
			$\alpha + \beta$	$\alpha + \beta + \nu_i$	$\alpha + \beta$
Génération 1934			151 trimestres		
	$\alpha + \gamma$	$\alpha + \gamma + \nu_i$	α	$\alpha + \nu_i$	α

LECTURE : Ce tableau est similaire à un classique tableau 2x2 (comme le tableau 3) représentant une estimation en double différence. La seule différence est que les groupes de contrôle et le groupe de traitement sont divisés en deux sous groupes : ceux qui sont potentiellement invalides, c'est-à-dire qui pourraient liquider une pension invalidité si ils en voyaient l'intérêt et le groupe normal. Enfin un cinquième groupe est introduit dont la durée de cotisation est incertaine, c'est-à-dire qui a effectivement 152 trimestres de cotisation mais qui n'en révèle que 151 avant la réforme.

NOTES : α est un effet constant, β un effet génération (génération 1935), γ un effet trimestre (151 trimestres) et ν_i est un effet de préférence; finalement η est le véritable effet de la réforme. Tous les paramètres sont exprimés en trimestres. N_1 prend la valeur 151 pour la génération 1934 et 152 pour la génération 1935. d est un effet de la pension invalidité.

Le paramètre de préférence ν_i est différent pour chaque individu. Pour les potentiellement invalides et pour le groupe dont la durée de cotisation est incertaine, ν_i est proche de 0; pour le groupe normal, ν_i positif en moyenne, mais sa distribution est hétérogène avec une minorité d'individus avec un ν_i positif.

TAB. 8 – 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 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	16099	17095	16874	763307	
R^2	0,62	0,59	0,63	0,455	
$F_{(3,N)}$	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 spécifications sont identiques à celles du tableau 4 mais nous avons exclu dans les doubles différences les individus qui ont liquidé leur retraite plus d'un trimestre après avoir obtenu le taux plein. Dans les estimations générales nous avons exclu les individus à la marge, avec 151 à 153 trimestres de cotisation à 60 ans. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 9 – 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^2	0,67	0,62	0,69	0,41	
$F_{(3,N)}$	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 8 mais nous l'échantillon est limité aux femmes. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

TAB. 10 – Âge moyen de liquidation - double différences (EIR)

Panel A : Expérience naturelle 1				Panel B : Expérience de contrôle 1			
Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Diff.	Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Diff.
	Touchés	Contrôle			Touchés	Contrôle	
1934-36	244,659 (0,166)	241,111 (0,041)	3,547 (0,113)	1930-32	244,225 (0,175)	241,420 (0,055)	2,804 (0,146)
1930-32	244,225 (0,175)	241,420 (0,055)	2,804 (0,146)	1926-28	244,96 (0,256)	242060 (0,076)	2,899 (0,203)
Diff.	0,434 (0,248)	-0,309 (0,060)	0.743*** (0,180)	Diff.	-0,734 (0,314)	-0,640 (0,088)	-0,095 (0,251)
Panel C : Expérience naturelle 2				Panel D : Expérience de contrôle 2			
Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Diff.	Génération	Durée de cotisation à 60 ans		Diff.
	Touchés	Contrôle			Touchés	Contrôle	
1934	246,706 (0,265)	245,992 (0,109)	0,713 (0,348)	1932	245,907 (0,339)	246,007 (0,152)	-0,100 (0,487)
1932	245,907 (0,339)	246,007 (0,152)	-0,100 (0,487)	1930	246,474 (0,380)	246,697 (0,156)	-0,223 (0,517)
Diff.	0,799 (0,435)	-0,014 (0,185)	0,813 (0,580)	Diff.	-0,567 (0,520)	-0,690 (0,222)	0,123 (0,710)

NOTE : Calculs avec les données de l'EIR 2001. Nous avons exclus les individus qui ont liquidé après 66 ans. Notre échantillon se limite aux individus qui ont liquidé une pension au *régime général*. Une personne est considérée touchée par la réforme si elle a à 60 ans entre 131 et 150 trimestres de cotisation. Les écarts-type sont entre parenthèses et les élasticités en gras.

DEGRÉS DE SIGNIFICATIVITÉ : * : 10% ** : 5% *** : 1%

TAB. 11 – Variable dépendante : âge de liquidation - données EIR 2001

Variable	Coefficient (Écarts-type)
TRIM*Génération touchées	0,726* (0,376)
TRIM	-0,264 (187,395)
Trend*TRIM	0,002 (0,097)
Génération 1932	-0,458*** (0,094)
Génération 1934	-0,528*** (0,086)
Génération 1936	-0,603*** (0,114)
N	13072
R ²	0,091
F (6,13065)	217,273
Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%	

NOTE : Calculs avec les données de l'EIR 2001. L'échantillon est restreint aux individus qui ont liquidé une pension de retraite du régime général. La variable dépendante, l'âge de liquidation, est en trimestres. La variable TRIM est égal à 1 si l'individu a à 60 ans entre 131 et 152 trimestres de cotisation et 0 sinon. La variable *trend* est l'année de naissance.

TAB. 12 – Distribution du statut avant la retraite

Génération 1930	Durée de cotisation					tous
	< 150	150-154	155-159	160-164	> 165	
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 %

Cohort 1934	Length of contribution					all
	< 150	150-154	155-159	160-164	> 165	
Manquant	62,10 %	32,46 %	32,00 %	28,46 %	24,89 %	41,07 %
Emploi	25,13 %	41,78 %	40,11 %	44,67 %	38,66 %	33,74 %
Chômage	10,30 %	20,05 %	18,81 %	16,88 %	21,51 %	16,53 %
Pré-retraite	2,48 %	5,71 %	9,09 %	9,99 %	14,94 %	8,67 %
Total chômage plus préretraite	12,78 %	25,76 %	27,90 %	26,87 %	36,45 %	25,19 %

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))

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

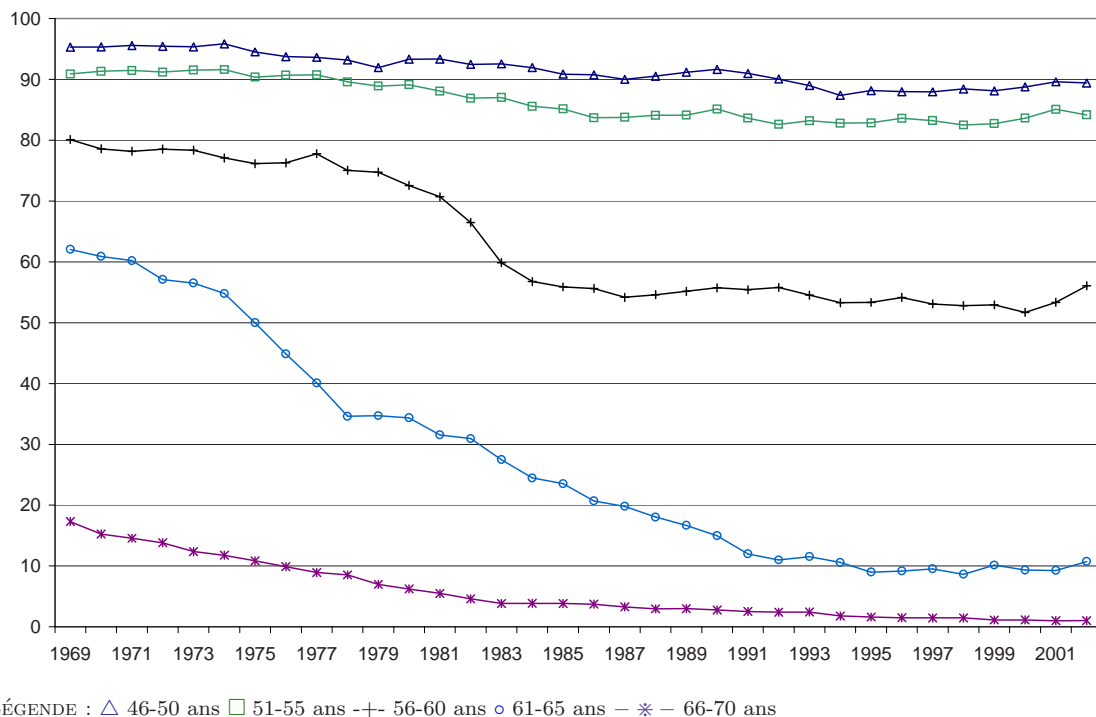
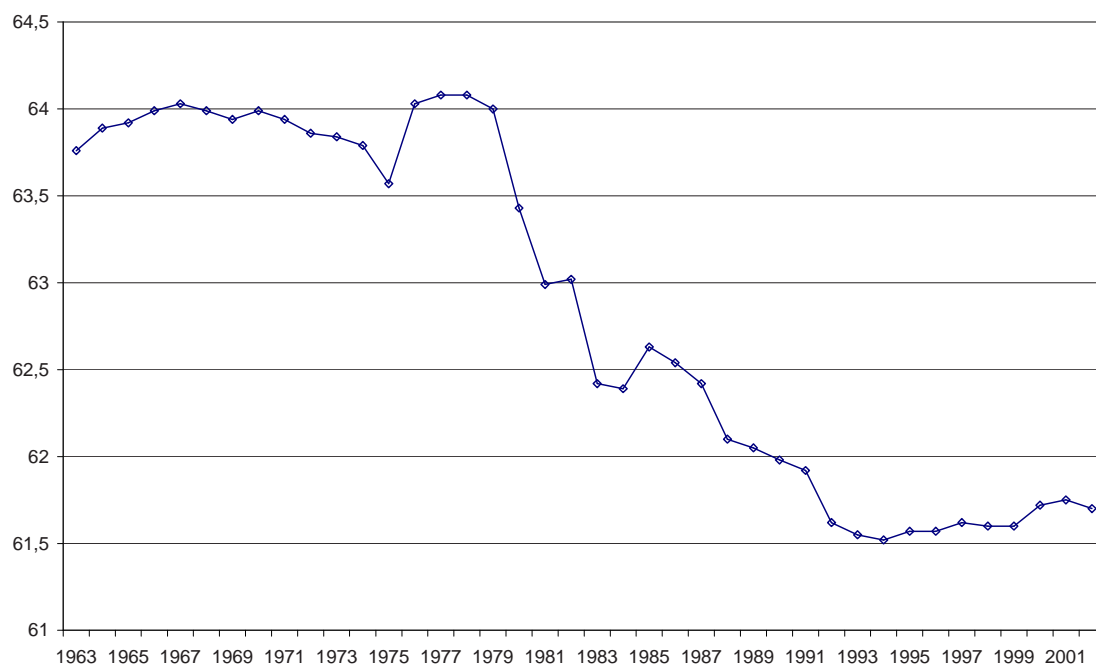
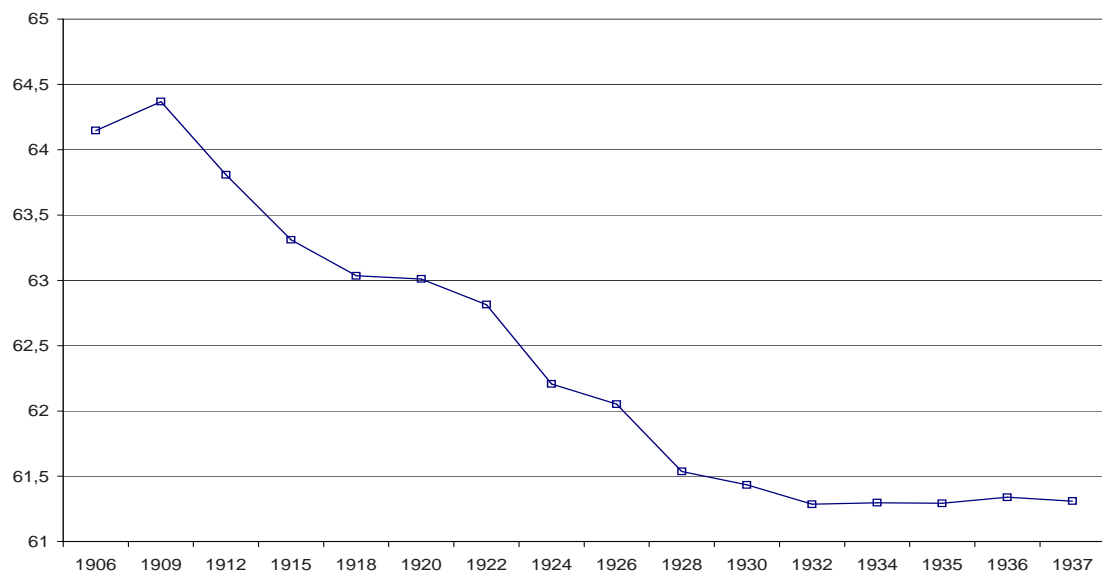


FIG. 2 – Âge moyen de départ en retraite



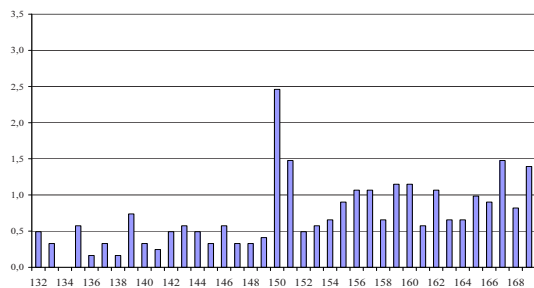
SOURCE : Données administratives de la CNAV.

FIG. 3 – Âge moyen de départ en retraite par génération

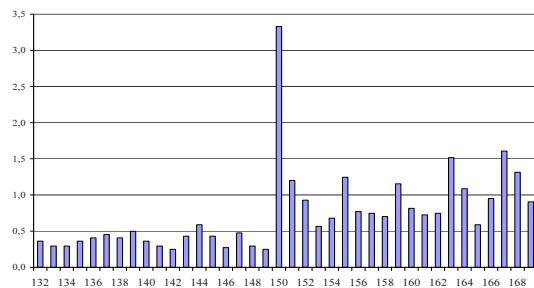


NOTE : Nous excluons les individus qui ont liquidé leur retraite après 66 ans. Pour les générations de 1909 à 1934, l'âge moyen de liquidation de la retraite est calculé avec l'EIR 2001 et pour les générations plus jeunes (1935 à 1937) avec les données administratives de la CNAV (1994-2003). L'échantillon 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.

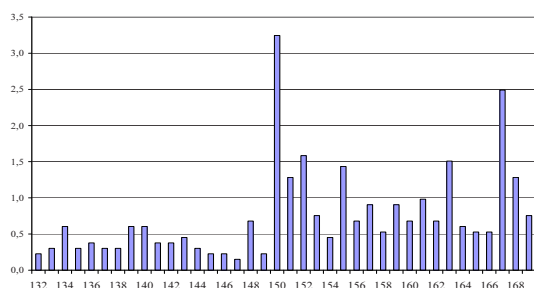
FIG. 4 – Distribution de la durée de cotisation par génération (régime général).



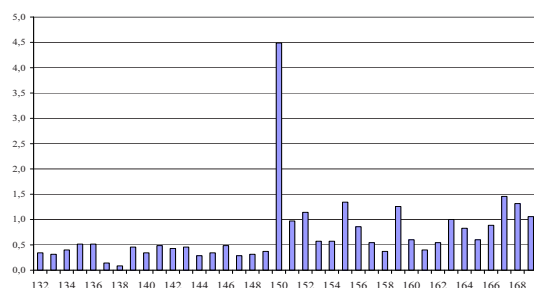
(a) Génération 1924



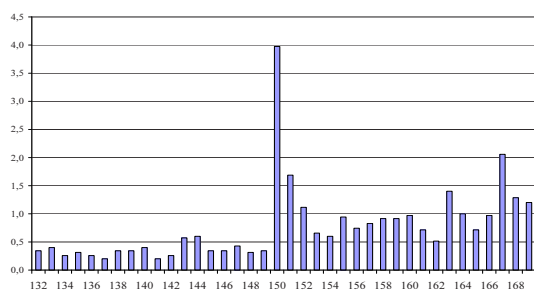
(b) Génération 1926



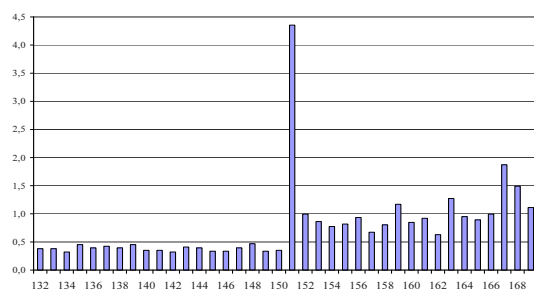
(c) Génération 1928



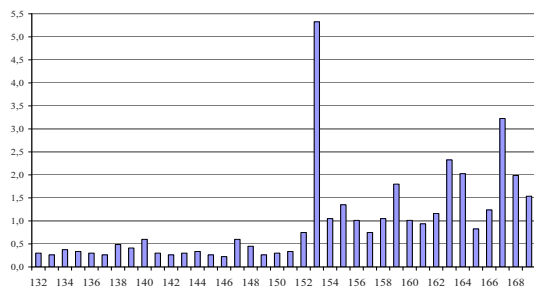
(d) Génération 1930



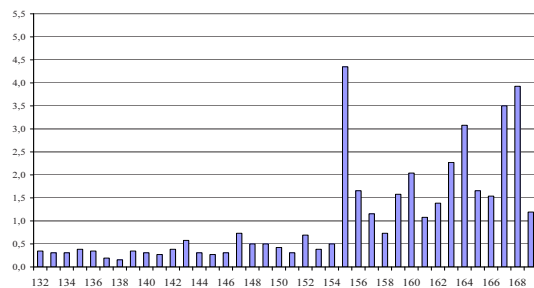
(e) Génération 1932



(f) Génération 1934



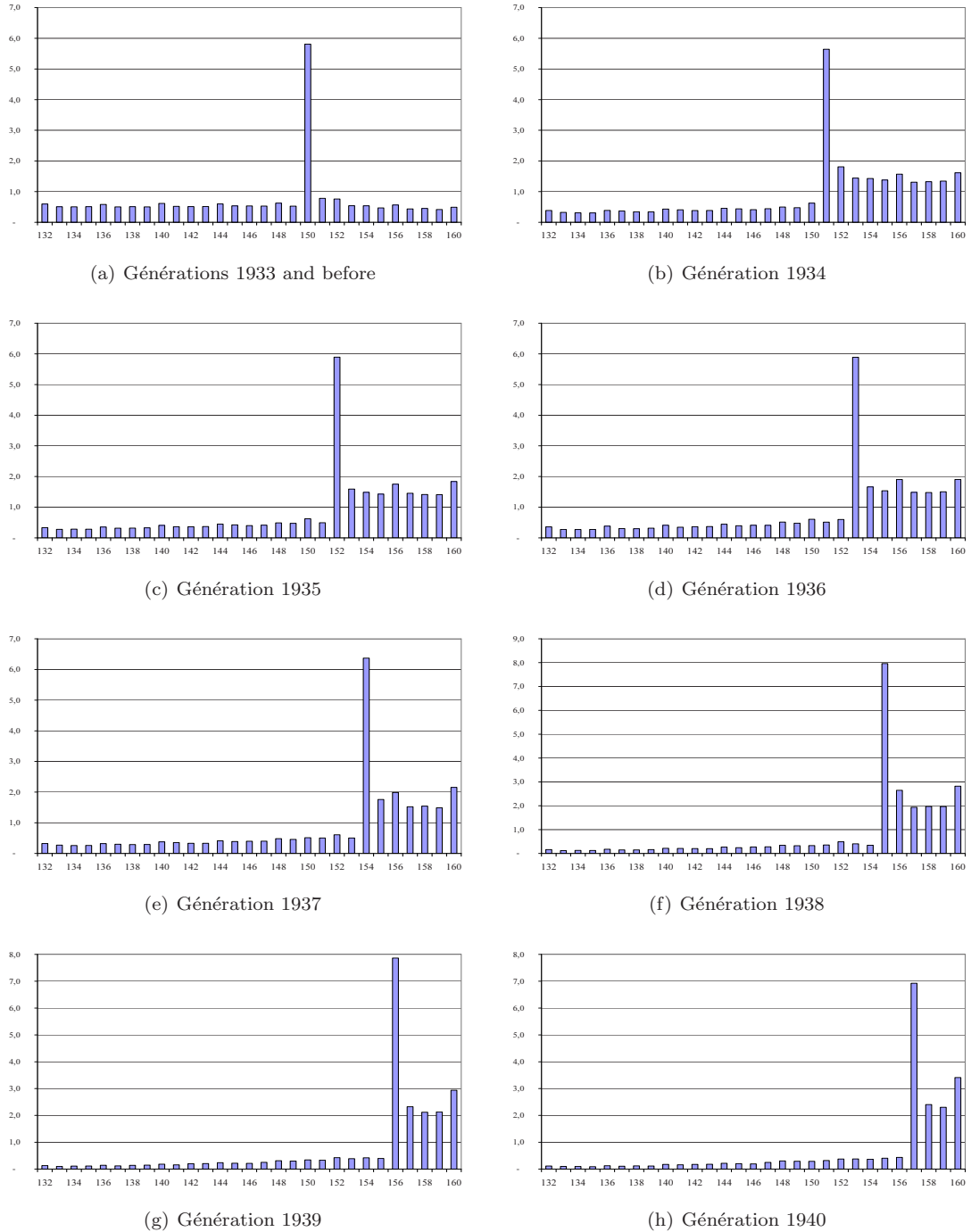
(g) Génération 1936



(h) Génération 1938

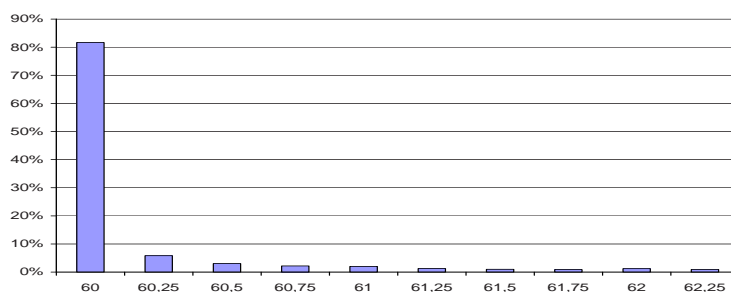
SOURCE : Échantillon Interrégime de Retraités (EIR) 2001

FIG. 5 – Distribution de la durée de cotisation par génération (régime général).

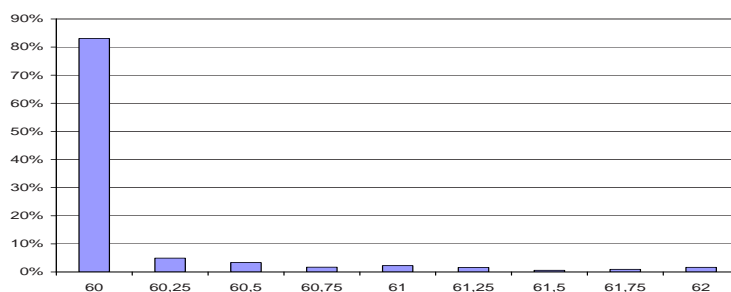


SOURCE : Données administratives de la CNAV - Tous les retraités de la CNAV ont liquidé entre le second trimestre 1994 le 31 décembre 2003 (5'273'827 retraités).

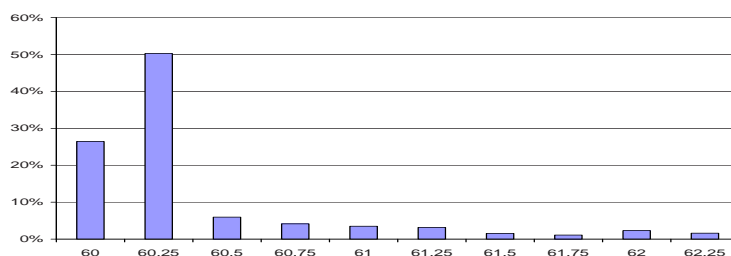
FIG. 6 – Distribution de la durée de cotisation par génération et par durée de cotisation. (pensions normales).



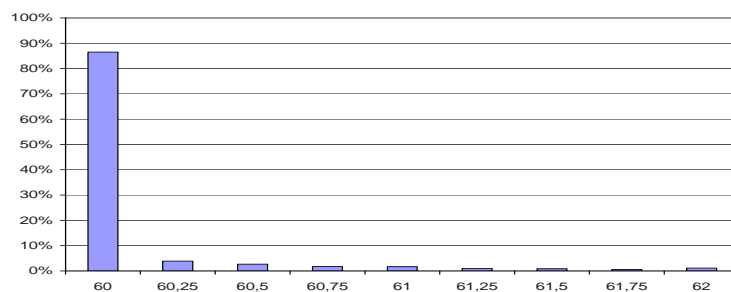
(a) Génération 1934 - 151 trimestres à 60 ans (5391 obs.)



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



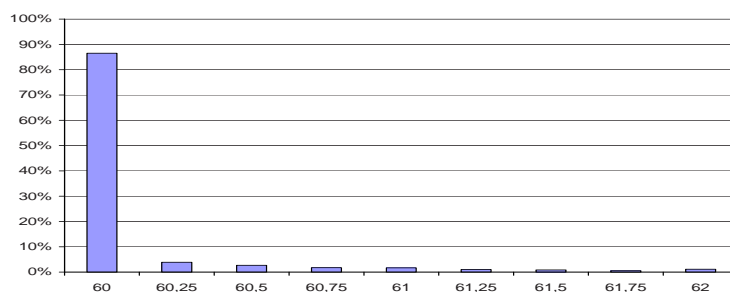
(c) Génération 1935 - 151 trimestres à 60 ans (2752 obs.)



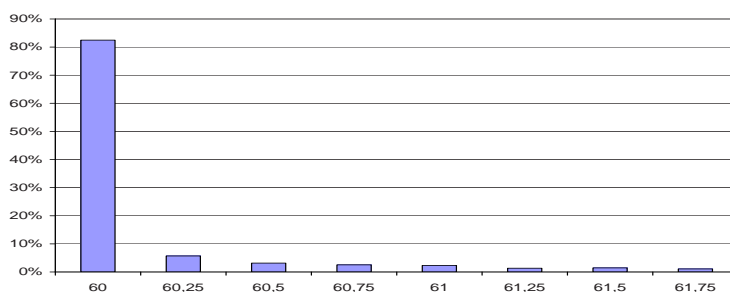
(d) Génération 1935 - 152 trimestres à 60 ans (6429 obs.)

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.

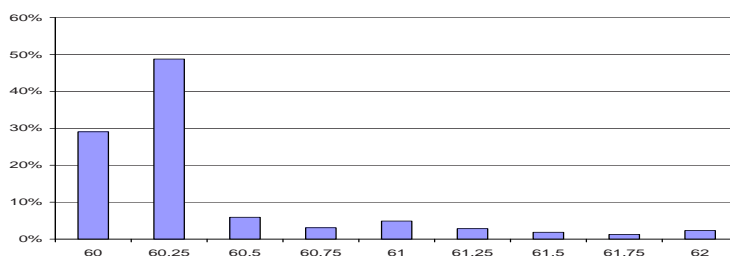
FIG. 7 – Distribution de la durée de cotisation par génération et par durée de cotisation. (pensions normales).



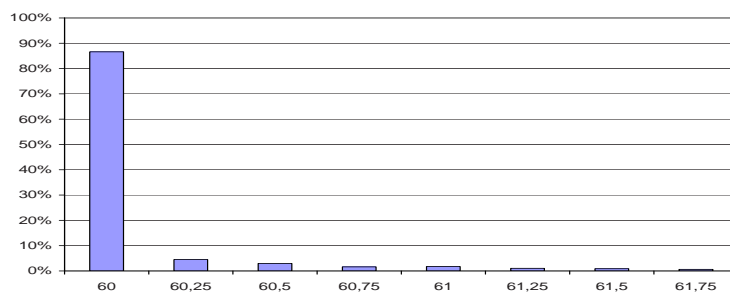
(a) Génération 1935 - 152 trimestres à 60 ans (6429 obs.)



(b) Génération 1935 - 153 trimestres à 60 ans (4765 obs.)



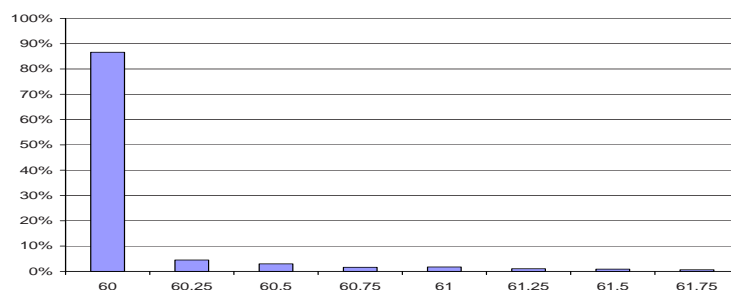
(c) Génération 1936 - 152 trimestres à 60 ans (2903 obs.)



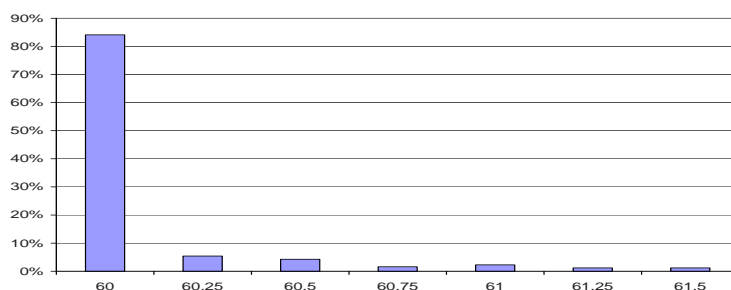
(d) Génération 1936 - 153 trimestres à 60 ans (6168 obs.)

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.

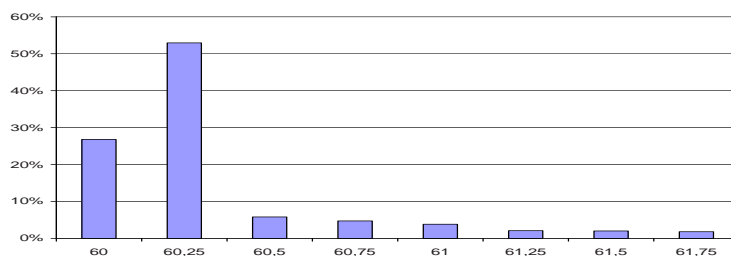
FIG. 8 – Distribution of the retirement age by Génération and by the number of quarters of contribution at age 60. (normal pensions only).



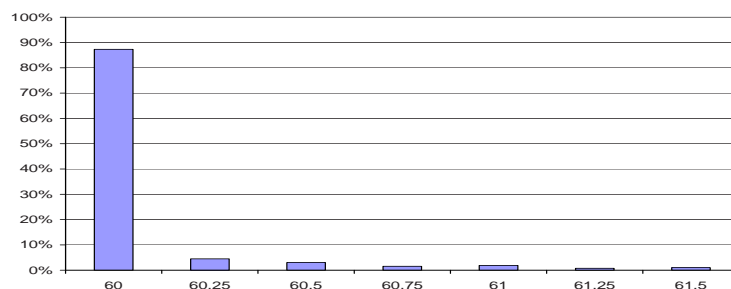
(a) Génération 1936 - 153 trimestres à 60 ans (6436 obs.)



(b) Génération 1936 - 154 trimestres à 60 ans (5598 obs.)



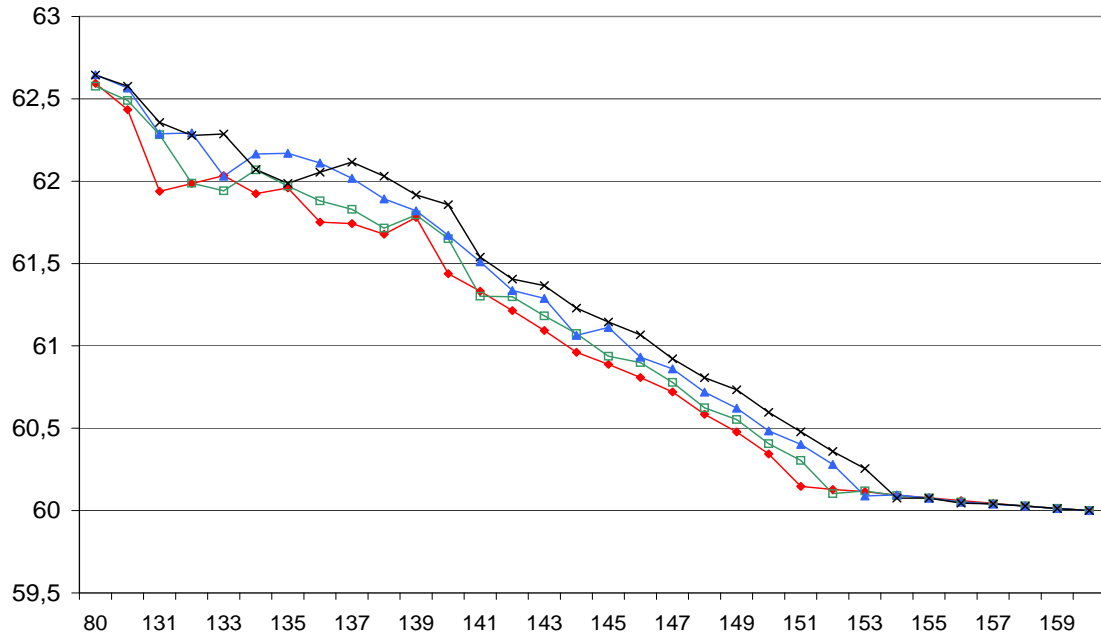
(c) Génération 1937 - 153 trimestres à 60 ans (3049 obs.)



(d) Génération 1937 - 154 trimestres à 60 ans (6814 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.

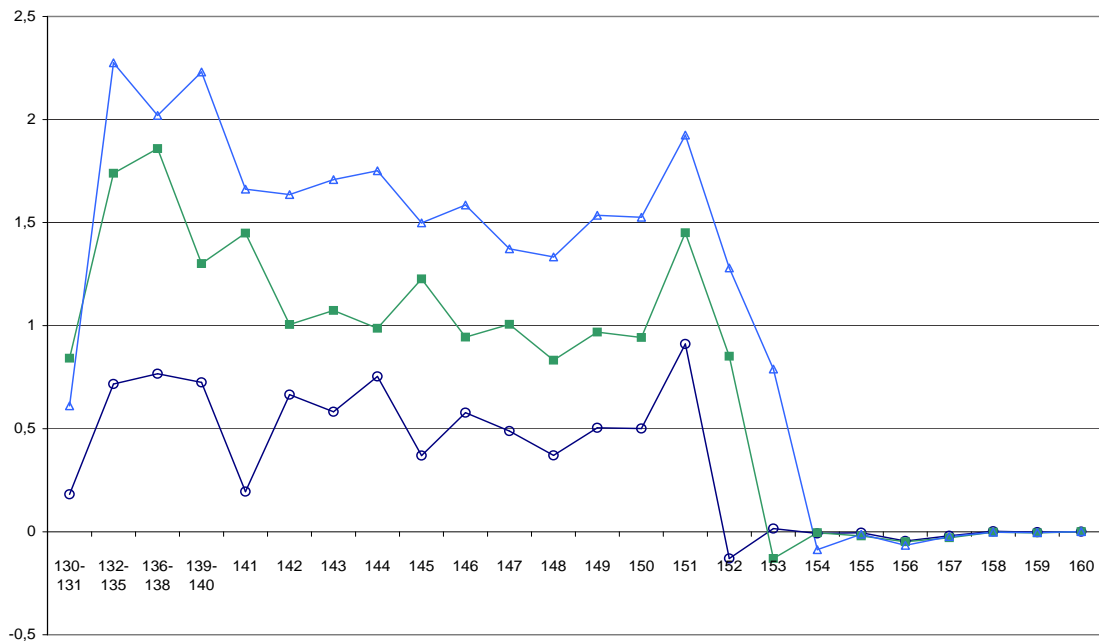
FIG. 9 – Âge moyen de liquidation par génération et par durée de cotisation



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. 10 – 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.