

Direction de la recherche, des études,
de l'évaluation et des statistiques
DREES

SERIE
ÉTUDES ET RECHERCHES

**DOCUMENT
DE
TRAVAIL**

**Évaluation de la réforme
des retraites de 1993 :**
Nouvelles estimations à partir des données
de l'EIR et de l'EIC

Antoine BOZIO

n° 91 – juillet 2009

Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DREES et de la DARES

Présentation générale

Ce document est le rapport final du travail de recherche entrepris dans le cadre de l'appel à projet « Gestion des âges, changements technologiques et travailleurs vieillissants » lancé par la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (DARES) et auquel s'est joint la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) pour la réalisation de cette étude. La Drees a permis l'accès aux données administratives de l'Échantillon interrégime de retraités (EIR) ainsi qu'à celles de l'échantillon interrégime de cotisants (EIC). Qu'ici soient remerciés tous ceux qui ont permis de rendre possible ce travail ou ont contribué à l'améliorer, et en particulier, Nicole Roth, Carine Burricand, Patrick Aubert et Julien Pouget (DREES), Dominique Goux, Béatrice Sedillot, Hélène Garner et Céline Thévenot (DARES), Guillaume Destrée (COR), Mélanie Burlet (ANACT), Martine Lurol (HALDE), David Anglaret (DGEFP) et Thomas Piketty (EEP et EHESS).

Table des matières

Résumé de l'étude	5
1 Motivations	7
2 Méthodologie	11
2.1 La réforme des retraites de 1993	11
2.2 La méthodologie envisagée	17
2.3 Travaux précédents sur les données administratives de la Cnav	20
2.4 Les hypothèses à tester	22
2.4.1 Le calcul de la durée de cotisation à 60 ans	22
2.4.2 Le cas des polypensionnés	23
2.4.3 La question des salaires plafonnés	23
2.4.4 Âge de liquidation ou âge de cessation d'activité?	24
2.5 Présentation des données (EIR et EIC) : avantages et contraintes	25
2.5.1 Les EIR 2001 et 2004	25
2.5.2 L'EIC 2001	27
2.5.3 L'utilisation conjointe des données EIR, DADS, Unedic et EIC 2001	28
3 Réplication des spécifications précédentes	29
3.1 Les différences d'échantillon	29
3.2 Les données descriptives	31
3.2.1 L'âge moyen de liquidation	31
3.2.2 Qui sont les individus touchés par la réforme de 1993?	32
3.3 Estimations sur les données EIR 2001 et 2004	35
3.3.1 Estimations de base	35
3.3.2 Analyses par sexe	38
3.4 Comment interpréter les différences?	43
4 De nouveaux résultats : l'apport des données EIR	45
4.1 Comment mesurer la durée de cotisation à 60 ans?	45
4.1.1 Règles de validation des trimestres cotisés	46

4.1.2	Règles de validation des trimestres assimilés	47
4.1.3	Utilisation des fichiers DADS, Unedic et Fonction publique . .	49
4.1.4	Utilisation des fichiers de l'EIC	50
4.1.5	Une meilleure mesure de la durée d'assurance à 60 ans?	52
4.2	Qui est vraiment touché par la réforme?	54
4.2.1	Mesure du statut avant la liquidation	54
4.2.2	Nouvelles estimations selon le statut avant 60 ans	55
4.3	La question des polypensionnés	58
4.4	Durée cotisée ou durée validée?	61
4.4.1	Mesure de la durée cotisée	61
4.4.2	Résultats principaux	62
4.5	Autres approches complémentaires	64
4.5.1	La question du plafond de pension	64
4.5.2	Le statut matrimonial	64
5	Conclusions	66
	Annexes	69
A.	Barèmes pour la validation de la durée d'assurance	69
B.	Utilisation des fichiers DADS, Unedic et Fonction publique	71
C.	Coefficients des indicatrices trimestres	72
	<i>Bibliographie</i>	76
	<i>Liste des tableaux</i>	77
	<i>Liste des figures</i>	78

Résumé de l'étude

Cette étude avait pour ambition de prolonger des travaux antérieurs sur les données administratives de la Cnav (Bozio 2006, 2008) qui avaient cherché à estimer l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein sur l'âge d'entrée en jouissance des pensions du régime général lors de la réforme des retraites de 1993. Les résultats indiquaient un report significatif en moyenne de six mois pour toute année supplémentaire requise. Ces résultats suscitaient des interrogations sur les raisons du sous-report, jugé anormal au vu de la forte pénalité au retrait précoce.

Ce rapport présente de nouvelles estimations qui reposent sur une utilisation conjointe des données des Échantillons interrégimes de retraités (EIR) 2001 et 2004 et de l'Échantillon interrégimes de cotisants (EIC). L'avantage par rapport aux données de la Cnav est de pouvoir isoler des populations particulières comme les polypensionnés ou des groupes de retraités qui n'ont pas été touchés directement par l'augmentation de la durée d'assurance comme les individus bénéficiant d'allocation de préretraite ou de chômage. L'utilisation de l'appariement des EIR avec les données des DADS, de l'Unedic et de la Fonction publique permet de préciser les conditions de validation des trimestres d'assurance précédant la liquidation de la retraite et ainsi distinguer les trimestres supplémentaires véritablement cotisés de ceux simplement validés. Cela nous permet d'estimer séparément l'élasticité de l'âge de liquidation et l'élasticité de l'âge de cessation d'activité. Pour effectuer ces estimations on suppose que l'interaction de la génération avec la durée d'assurance à 60 ans ne capture pas l'impact de la modification du salaire de référence.

Les résultats principaux de cette étude permettent d'expliquer en grande partie le sous-report mis en évidence précédemment : une partie importante de celui-ci est le fait de polypensionnés qui ont soit déjà liquidé leur pension (secteur public) soit sont peu influencés par les règles du régime général. Les estimations par genre mettent en évidence une élasticité de l'offre de travail plus faible pour les femmes, en particulier pour celles qui sont mariées ou veuves et dont les choix de cessation d'activité sont susceptibles de dépendre aussi de la situation de leur conjoint.

Nos nouvelles estimations, réalisées sur un échantillon plus réduit, qui exclut ainsi les polypensionnés du secteur public et les individus en préretraite ou au chômage,

laissent à penser que les hommes ont repoussé de 9 mois et demi leur cessation d'activité pour toute année supplémentaire requise (élasticité de 0,80) tandis que les femmes n'ont repoussé que de 5 mois environ (élasticité de 0,42). L'effet moyen est d'un report de 8 mois (élasticité de 0,67). Ces estimations mettent en évidence les comportements de départ de la petite partie des salariés du secteur privé qui sont touchés par l'augmentation de la durée d'assurance. Si elles permettent de tirer des conclusions sur la modification à la marge de ce paramètre, elles ne permettent pas de conclure sur d'autres modifications des incitations à repousser le départ en retraite qui toucheraient des populations potentiellement différentes.

Cette étude souligne enfin l'importance de données interrégimes comme l'EIR et l'EIC qui sont seules à même de pouvoir rendre possible l'analyse des réformes des retraites dans le cadre de la complexité du système français.

1 Motivations

La question de la réforme des retraites est de nouveau d'actualité. La réforme de 2003 avait mis en place une « clause de rendez-vous » pour 2008 afin de considérer de nouvelles réformes à mettre en place dans le but de parvenir à l'équilibre des régimes de retraite. Le Conseil d'orientation des retraites (COR) a publié un rapport en novembre dernier (Conseil d'orientation des retraites 2007) pour préparer ces nouvelles concertations. Il va sans dire que les évaluations des réformes déjà mises en place doivent prendre une place d'importance dans l'analyse des réformes qui restent à faire. C'est dans cette perspective que la Direction de l'Animation de la recherche, des études et des statistiques (DARES) avait lancé un appel d'offre en 2006 sur le thème de « l'évaluation des réformes des retraites de 1993 et 2003 », appel d'offre auquel s'est joint la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES).

L'ambition de ce projet de recherche est néanmoins beaucoup plus limitée que l'évaluation de l'ensemble des réformes des retraites. Il vise essentiellement à poursuivre des travaux effectués sur la réforme mise en place par le gouvernement Balladur en 1993 dans le secteur privé en utilisant les nouvelles bases de données administratives que la Drees a patiemment élaborées.

Il peut paraître paradoxal de consacrer aujourd'hui des efforts à améliorer l'analyse d'une réforme de plus de 15 ans d'âge. Qu'est-ce qu'une telle étude peut donc apporter sur notre compréhension des choix de départ en retraite ?

L'objectif est de documenter les comportements des salariés qui font face, en raison de l'augmentation de la durée de cotisation requise pour le taux plein, à un arbitrage revenu/loisir. De cet arbitrage découle une mesure de l'élasticité de l'offre de travail des salariés âgés. Cette mesure a une importance considérable, à la fois d'un point de vue des politiques publiques (retraites, fiscalité et emploi)

et à la fois d'un point de vue académique. Pour les responsables politiques, cette mesure indique s'il existe une marge de manœuvre pour la poursuite de la hausse de la durée de cotisation requise pour le taux plein. D'un point de vue académique, la question d'une sensibilité plus forte de l'offre de travail à la marge extensive (taux de participation) qu'à la marge intensive (heures de travail) alimente les controverses récentes au sein des économistes. Sur données micro, les économistes du travail estiment des élasticités à la marge intensive relativement faible, sauf pour certaines sous-population de femmes (Blundell et Macurdy 1999, Blundell, Macurdy et Meghir 2007). A l'inverse les macroéconomistes sur des données en coupe internationale au niveau macro estiment des élasticités globales très fortes (Prescott 2004). Il semble aujourd'hui qu'une des clés à cet écart est la compréhension des entrées sur le marché du travail et des cessations d'activité. La mesure de l'offre de travail y est plus difficile mais est essentielle à l'explication des fortes élasticités au niveau macro (Gruber et Wise 1999, Alesina, Glaeser et Sacerdote 2005). Analyser précisément la réaction des salariés aux changements d'incitation au départ en retraite que représente la réforme 1993 est donc véritablement d'actualité.

De nombreux travaux sur données françaises ont cherché à mettre en évidence les comportements de départ en retraite, soit au vu des conditions du marché du travail (Colin, Iéhlé et Mahieu 2000, Burricand et Roth 2000) soit au vue des incitations financières (Rapoport 2006*a*, Bommier, Magnac, Rapoport et Roger 2004). Les travaux récents de Benoît Rapoport (2006*b*) sur les données de l'enquête Intentions de départ à la retraite 2005 montrent que l'impact des incitations financières sur les comportements de départ est fortement hétérogène au sein de la population. Cela invite à d'autres mesures plus précises des incitations financières sur les comportements effectifs de départ. Au vu de l'introduction d'une plus grande variation des incitations avec la réforme 2003, qui a baissé le niveau de la décote et mis en place une surcote, la bonne compréhension de ces élasticités de l'offre de travail à

âge élevé (et de leur hétérogénéité) est cruciale pour former un jugement sur ces réformes récentes.

Réaliser des estimations *ex post* des réformes des retraites revêt pourtant des difficultés pratiques majeures.

La première difficulté est qu'il faut généralement attendre plusieurs années afin de voir les réformes porter leurs effets. C'est d'autant plus le cas que la réforme Balladur, votée en 1993, commence à s'appliquer en 1994 pour finir sa mise en place progressive en 2008. Les générations touchées en 2008 n'auront pris entièrement leur retraite qu'en 2013-2014. Attendre de tels délais est inconcevable pour le décideur qui doit s'en remettre aux évaluations *ex ante*, les seules à même de répondre à un calendrier plus immédiat.

La seconde difficulté vient de la disponibilité de données adéquates pour de telles évaluations. Les enquêtes classiques de l'Insee, comme l'enquête Emploi, ne permettent pas de mesurer des variables clés comme la durée de cotisation ou la durée d'assurance. La complexité du système de retraite rend illusoire de pouvoir reconstituer les pensions des différentes caisses en utilisant ce type de données.

Les données administratives ont le défaut inverse. Si elles sont très précises sur les données nécessaires au calcul de la pension, elles ne présentent souvent que peu d'information connexes nécessaires à une évaluation. De plus elles sont souvent difficiles d'accès ou n'ont pas de périodicité régulière. Ainsi, la meilleure source administrative sur les retraites en France, l'Échantillon interrégime de retraités (EIR) n'est disponible que tous les quatre ans. Cette base de données était la première tentative de dépassement de la complexité administrative du système de retraite français afin de fournir aux chercheurs une base précise et représentative des retraités français. L'EIR a été un succès de réalisation, mais ses limites sont vite apparues dans l'évaluation des réformes des retraites. Afin d'estimer l'effet d'une réforme, il faut non seulement attendre que celle-ci prenne effet, mais aussi rassem-

bler suffisamment de générations de retraités pour obtenir une génération complète. La génération 1934, la première touchée par la réforme de 1993, est complètement partie en retraite à l'âge de 66 ans, soit en 2000. L'utilisation de l'EIR 2001 était donc apparue inadaptée pour estimer l'effet de la réforme 1993, l'enquête ne disposant donc que d'une génération touchée, très modestement, par la réforme 1993. Lors de travaux précédents (Bozio 2006, Bozio 2008), nous avons contourné le problème de ce manque de données en utilisant les données administratives de la Cnav, exhaustives et très précises. Cet avantage d'exhaustivité se paie par le faible nombre de variables qui ne permettent pas d'estimer précisément l'hétérogénéité des réactions comportementales ou de cerner des effets de la complexité du système de retraite.

Ces lacunes peuvent être palliées par l'utilisation extensive des bases de l'EIR 2001 et 2004 couplées aux informations issues des données DADS, Unedic, fichiers de paie de la Fonction publique et d'une nouvelle base de donnée, l'Échantillon interrégime de cotisants (EIC). Le nombre de générations touchées par la réforme de 1993 et disponibles dans ces bases de données est suffisant pour envisager d'utiliser leur richesse d'information.

Ce rapport décrit la méthodologie et les limites des travaux précédents qui n'ont pas eu recours à ces nouvelles bases de données (partie 2) puis compare aux résultats précédents de nouvelles estimations avec les mêmes spécifications sur les données des EIR 2001 et 2004 (partie 3). La partie 4 est consacrée aux nouveaux résultats que l'on peut obtenir en utilisant les informations supplémentaires contenues dans les EIR. La dernière partie fait office de conclusion.

2 Méthodologie

Nous commençons cette partie par un bref rappel sur la réforme 1993 (section 2.1) avant de décrire la méthodologie utilisée précédemment et qui sera reprise dans cette étude (section 2.2). Nous présentons ensuite les résultats à partir des données administratives de la Cnav (section 2.3) avant de revenir sur les hypothèses faites dans cette dernière étude en raison des limitations des données administratives de la Cnav. Nous discutons dans ce cadre l'apport des données EIR et EIC et leurs limites (section 2.4).

2.1 La réforme des retraites 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 et on pourra se reporter à Bozio (2006) pour un historique de la législation des régimes de retraite. 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 agricoles 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.² 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.

²Le 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.

On rappelle ici brièvement les modifications de la réforme de 1993 essentielles à notre stratégie empirique. En juillet 1993, le gouvernement fait passer une réforme du secteur privé qui consiste en trois grandes mesures (laissant intact le mode de calcul des pensions).

La première consiste en l'augmentation de la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein. La réforme dissocie N_1 , le nombre de trimestres requis pour bénéficier de la pension à taux plein et N_2 la durée de proratisation. Ainsi, en notant D_1 la durée de cotisation tous régimes et \widetilde{D}_2 la durée de cotisation au régime général, la formule peut s'écrire :

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

avec

$$\tau = 0,50 * \left[1 - \delta * \max \left\{ 0, \min \left[(65 - AGE), \frac{N_1 - D_1}{4} \right] \right\} \right] \quad (2)$$

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.³

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

³Cette 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.

TAB. 1 – Changement du taux de remplacement à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1934 (en points de pourcentage).

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 : Avec la réforme de 1993, le taux de remplacement d'un salarié né en 1934 partant en retraite à 64 ans avec 150 trimestres de cotisation a été réduit de 1,25 point de pourcentage, de 50 % à 48,75 %.

génération 1934 à 1948. Là encore, à partir du 1^{er} janvier 2008, la règle des 25 meilleures années sera imposée à tout le monde quelle 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. Cette mesure correspond à baisser le niveau des pensions sans pour autant modifier la structure de l'incitation au report.⁴ La Cnav (2002)

⁴Selon le profil des carrières des incitations, peu transparentes, peuvent avoir lieu. Par exemple les salariés avec des fins de carrières dynamiques peuvent être incités à poursuivre leur activité alors qu'au contraire les salariés dont le profil de carrière est stable ou heurté avant la retraite ont une incitation supplémentaire au départ anticipé. Par ailleurs, la baisse du niveau des pensions peut inciter en soi au report d'activité.

TAB. 2 – Changement du taux de remplacement à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1936 (en points de pourcentage).

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 %.

a calculé ainsi la différence, à comportement inchangé, entre les pensions calculées suivant l'ancienne législation et suivant la réforme de 1993. Si pour les premières générations, la différence est encore peu sensible, les générations suivantes voient leur niveau de pension sérieusement amputé par la réforme, près de 6 % de baisse pour les générations 1940-1941.

Enfin, dernière mesure, la revalorisation des pensions et des salaires portés au compte 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 dans la loi

un fait appliqué de façon réglementaire depuis 1987.

L'application de cette mesure se fait par génération et non par âge (si le départ en retraite est antérieur au 1^{er} janvier 2008). Cela signifie qu'au sein par exemple de la génération 1934 tout le monde⁵ 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. Comme mentionné précédemment,⁶ il est possible que la modification du salaire de référence ait un impact différencié au sein d'une même génération. Aussi l'hypothèse sur laquelle repose la méthodologie de cette étude est que cet effet de l'augmentation de la durée du salaire de référence n'est pas corrélé avec l'interaction entre la durée d'assurance à 60 ans et la génération. Si cette hypothèse se trouvait invalidée, l'effet mesuré ne serait pas l'effet direct de l'augmentation de la durée de cotisation mais l'effet conjoint de l'augmentation de la durée de cotisation et de l'augmentation des années prises en compte dans le salaire de référence.

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 dû à l'application de la réforme selon l'âge de liquidation et le nombre de trimestres cotisés et la figure 2 présente une vue simplifiée de la modification du barème.

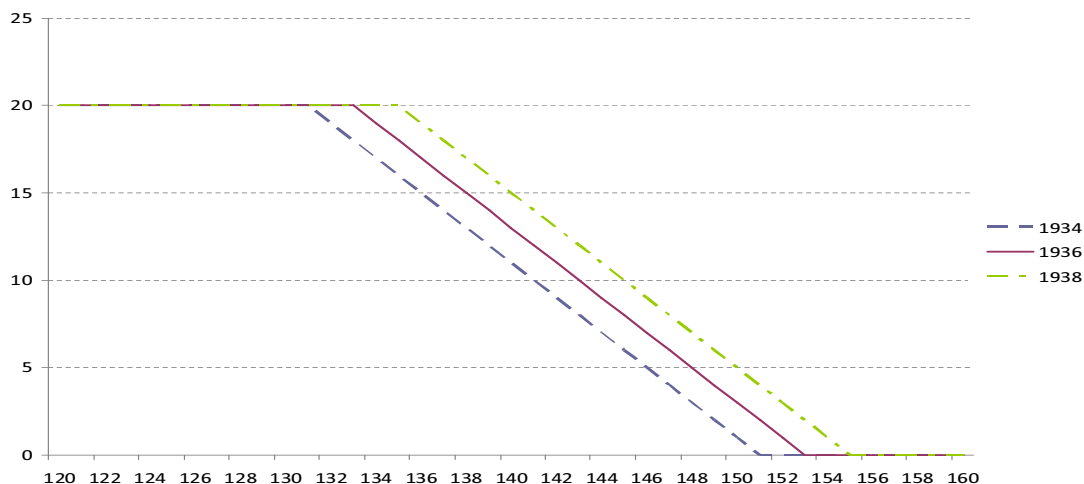
Pour résumer, les personnes de la génération 1933 et avant ne sont jamais touchées par la réforme.⁷ S'y ajoutent les personnes des générations suivantes qui

⁵Néanmoins, 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.

⁶Voir la note 4 en page 13.

⁷L'usage de l'expression « touché par la réforme 1993 » se rapporte dans cette étude à l'augmentation de la durée de d'assurance requise pour le taux plein, alors même qu'au sens strict la

FIG. 1 – Trimestres après 60 ans nécessaires pour obtenir le taux plein

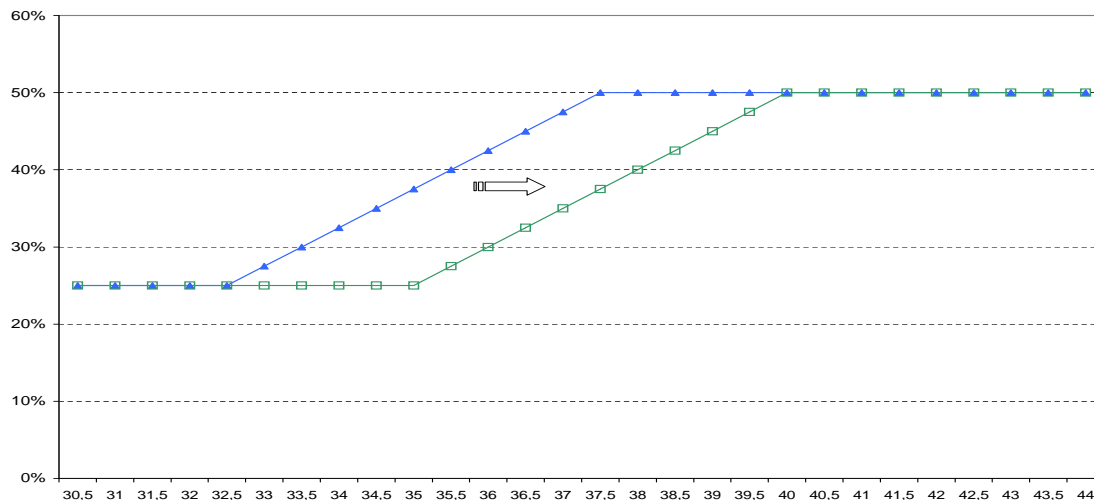


NOTE : L'axe des abscisses représente le nombre de trimestres d'assurance à 60 ans. L'axe des ordonnées représente le nombre de trimestres après 60 ans (de cotisation ou de report de la liquidation) nécessaire pour obtenir le taux plein selon la génération.

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 etc. Les graphiques des figures 1 et 2 ne font qu'illustrer ces effets différenciés de la réforme 1993. La figure 1 représente les effets incitatifs de la réforme en termes de trimestres supplémentaires pour obtenir le taux plein, quand les tableaux 1 et 2 mettaient en évidence les effets en termes de taux de remplacement. La figure 2 illustre au contraire la modification générique du barème en termes de taux de remplacement en fonction de la durée d'assurance.

réforme de 1993 touche bien plus largement les salariés du régime général. L'objectif n'est pas d'induire le lecteur en erreur mais simplement d'alléger la lecture.

FIG. 2 – Modification du barème de retraite avec la réforme de 1993



LÉGENDE : ▲ Barème avant la réforme de 1993 (barème de 1982) □ Barème après la réforme

NOTE : Le taux de remplacement est présenté comme une fonction de la durée de cotisation. En fait le taux de remplacement dépend de l'âge de départ et de la durée de cotisation. Cette simplification a une fin purement illustrative.

2.2 La méthodologie envisagée

Cette étude vise à estimer l'élasticité de l'offre de travail aux conditions de liquidation des retraites, en particulier à la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein. Elle reprend la méthodologie développée par Bozio (2006, 2008). On rappelle celle-ci ci-dessous.

L'idée est d'isoler l'effet d'augmentation de la durée de cotisation en profitant du fait que la réforme a incidemment créé des groupes de contrôle et des groupes de traitement. Les méthodes récentes d'évaluation reposent en effet sur l'identification de deux groupes similaires dont l'un seul fait l'objet du traitement (c'est-à-dire de la politique que l'on souhaite évaluer). Idéalement le chercheur souhaiterait disposer d'un cadre expérimental où les deux groupes seraient tirés de façon aléatoire. Mais bien souvent de telles expériences ne sont pas possibles - il suffit d'imaginer une annonce d'une réforme des retraites qui ne s'appliquerait qu'aux numéros de sécurité

sociale impairs pour s'en convaincre! Le chercheur est donc contraint à l'utilisation de variations exogènes qui se rapprochent le plus de la situation expérimentale.

Dans le cas de la réforme de 1993, deux individus très proches peuvent être touchés différemment par la modification du barème. Par exemple, un individu né en 1934 et qui parvient à 60 ans avec 151 trimestres de cotisation bénéficiera du taux plein dès ses 60 ans. Si un individu similaire de la même génération ne dispose à 60 ans que de 150 trimestres, il devra au contraire choisir soit de partir avec une pension réduite à 60 ans soit de repousser son départ en retraite d'un trimestre. Si l'on compare ces deux individus nés en 1934 à des individus similaires nés en 1933 (et qui peuvent partir au taux plein dès 60 ans), on obtient une mesure de l'augmentation de la durée requise de cotisation purgée des effets de durée de carrière et des effets de génération. A ce niveau local, la méthodologie est celle des double différences à proprement parler.

Il est pourtant possible d'utiliser plus amplement les variations induites par la réforme (telles qu'illustrées par la figure 1). En effet, chaque génération fait face à une durée de cotisation requise pour le taux plein différente, croissante au fil des générations. La durée de cotisation à 60 ans pour laquelle la réforme conduit à une modification des incitations se déplace aussi au fil des générations du fait de la double condition d'âge et de durée d'assurance. 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 d'estimation consiste donc simplement à instrumenter la variation du niveau de pension due 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 :

$$AGE_i = \alpha + \beta \mathbf{1}(GEN_i) + \gamma \mathbf{1}(TRIM_i) + \eta \mathbf{1}(GEN_i) * \mathbf{1}(TRIM_i) + \epsilon \quad (3)$$

L'âge de départ en retraite AGE_i d'un individu i , né en GEN_i et avec $TRIM_i$ trimestres de cotisation à 60 ans, dépend de sa génération GEN_i (tendance séculaire), sa durée de travail $TRIM_i$ (durée de cotisation). Le fait d'être touché par la réforme de 1993 sera identifié par le terme d'interaction entre les deux indicatrices $\mathbf{1}(GEN_i) * \mathbf{1}(TRIM_i)$.

Il est possible de spécifier un peu plus l'équation à estimer en prenant en compte la forme exacte de la formule de pension. En effet, les interactions générations-trimestres peuvent se résumer à l'effet attendu de la réforme sur le nombre de trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein. 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 deux trimestres et avec 150 trimestres à 60 ans de trois trimestres. Il est donc possible de créer un ensemble d'indicatrices $\mathbf{1}(R_i = n)$ 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 :

$$AGE = \alpha + \sum_g \beta_g \mathbf{1}(GEN_i = g) + \sum_t \gamma_t \mathbf{1}(TRIM_i = t) + \sum_n \eta_n \mathbf{1}(R_i = n) + \epsilon \quad (4)$$

Nous pourrions ainsi interpréter les coefficients η_n comme l'effet d'une augmentation de n trimestres dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein.

2.3 Travaux précédents sur les données administratives de la Cnav

Nos travaux précédents (Bozio 2006, Bozio 2008) utilisent les données administratives collectées par la Cnav au cours de la constitution des dossiers de liquidation de retraite.⁸ Depuis 1977, la Cnav rassemble de façon exhaustive toutes les informations sur les retraités dans un fichier flux et un fichier stock. À partir de 1982, les données prennent en compte la durée d'assurance tous régimes 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 d'être exhaustive et annuelle, tant pour les liquidations que pour les générations. Ainsi, l'auteur dispose de l'ensemble des liquidations de pensions jusqu'au 31 décembre 2003, ce qui donne des générations complètes⁹ jusqu'à la génération 1937.¹⁰

Le résultat de base de l'étude est une élasticité forte, de l'ordre de 0,54, mais inférieure à l'élasticité parfaite, que les premières modélisations *ex ante* avaient adoptée. Le graphique 3 met en avant sur ces données la stratégie d'identification utilisée : les salariés qui ont à 60 ans plus de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein ne sont pas touchés, tandis que ceux qui ont moins que la durée requise (et plus de 131 trimestres) sont concernés par l'arbitrage report d'activité/diminution de la pension qu'entraîne la réforme de 1993.

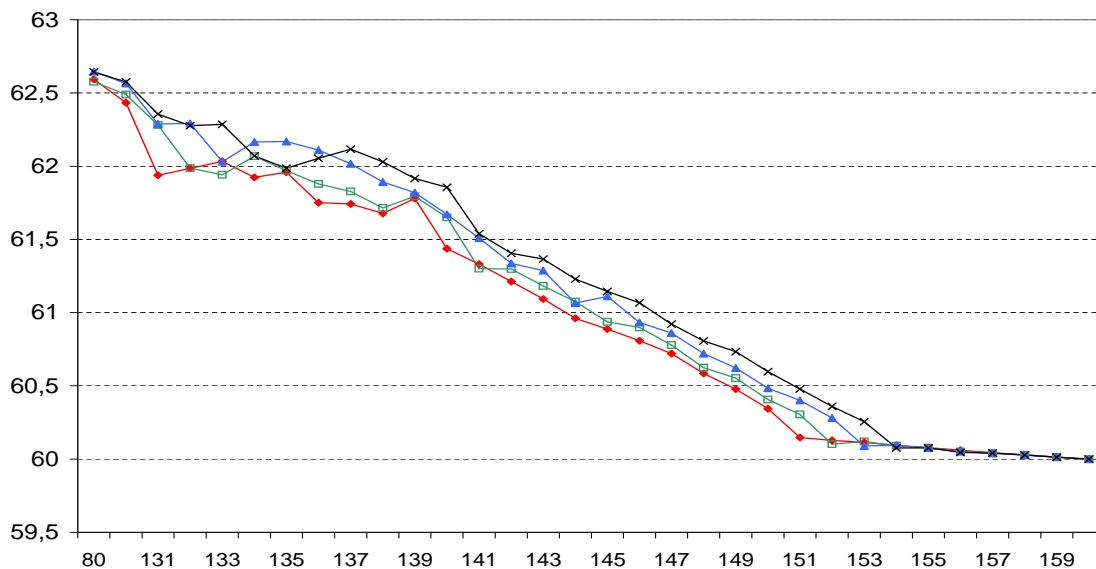
Les plus jeunes générations ne sont pas seulement touchées par la réforme à des durées de cotisation plus élevées, mais elles doivent surtout faire face à une intensité

⁸Il 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 et ils sont repris dans les statistiques annuelles publiées dans les *Recueils Statistiques* de la Cnav.

⁹C'est-à-dire qui ont au moins 66 ans et qui ont ainsi liquidé leur pension à 98%.

¹⁰Ce qui représente 5 273 827 observations correspondant à toutes les attributions de pension entre 1994 et 2003 dans le régime général.

FIG. 3 – Âge moyen de liquidation par génération et par durée de cotisation à 60 ans



LEGENDE : ♦ Génération 1934 □ Génération 1935 ▲ Génération 1936 ★ Génération 1937

NOTE : La durée de cotisation à 60 ans est exprimée en nombre de trimestres et est calculée comme la différence entre la durée de cotisation à la liquidation et le nombre de trimestres entre l'âge à la liquidation et 60 ans. Nous avons exclu les individus avec une durée de cotisation supérieure à 160 trimestres.

SOURCES : Données administratives de la Cnav.

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 s'il était né en 1934, mais de quatre s'il était né en 1937.

Plusieurs autres résultats de l'étude doivent aussi être mentionnés : la réforme a incité les individus à liquider plus de pensions pour inaptitude et à faire des efforts pour trouver des trimestres supplémentaires de cotisation. Ces effets de révélation, s'ils ne modifient pas la valeur de l'élasticité (mesurée pour les personnes qui ont dû faire un arbitrage entre le taux de leur pension et la date de départ en retraite), réduisent l'effet net moyen d'une augmentation de la durée de cotisation.

2.4 Les hypothèses à tester

Même si les données administratives de la Cnav ont l'avantage d'être exhaustives et donc très précises, elles n'apportent aucune information sur les autres affiliations des salariés (autres régimes de retraites), aucune information sur la façon dont sont validés les trimestres de cotisation, pas plus que sur les conditions d'emploi avant la liquidation. Nous avons donc dû faire un certain nombre d'hypothèses dans ce précédent travail. Nous les passons donc en revue ainsi que la façon dont les données de l'EIR et de l'EIC pourra nous permettre de juger de leur validité.

2.4.1 Le calcul de la durée de cotisation à 60 ans

Les données administratives de la Cnav ne donnent pas d'information sur la durée de cotisation à 60 ans à proprement parler, mais uniquement la durée de cotisation à l'âge de liquidation (mesurée au trimestre près). Nous avons alors fait l'hypothèse que les trimestres entre 60 ans et l'âge de liquidation ont donné lieu à validation pour calculer une durée de cotisation à 60 ans (pour les salariés qui liquident avant 65 ans).

Le premier objectif de ce travail est de vérifier la validité d'une telle hypothèse. Le cas des femmes à faibles durée d'assurance pourrait ainsi déroger à cette hypothèse. Une grande partie d'entre elles liquident à 65 ans et ne seront donc pas utilisées dans l'estimation.¹¹

Une des hypothèses identifiantes est le fait que la durée de cotisation à 60 ans n'est pas touchée par la réforme de 1993 (non anticipation de la réforme). Cette hy-

¹¹Les femmes qui ont une faible durée d'assurance et liquident à 65 ans ne voient pas leurs incitations modifiées avec la réforme. Le taux de remplacement à 65 ans est inchangé mais il est possible que certaines d'entre elles liquident avant 65 ans pour des contraintes de liquidité. Même si les salariés à faibles durée d'assurance ne sont pas utilisés directement pour l'estimation de l'élasticité (avec une faible durée d'assurance l'augmentation de la durée requise de cotisation ne modifie pas les incitations à 60 ans), il n'est pas impossible que des individus non contraints financièrement liquident après 60 ans sans avoir cotisé de trimestres après 60 ans.

pothèse est évidente pour les premières générations touchées par la réforme (1934, 1935 et 1936) mais est plus difficilement tenable sur les générations les plus récentes qui ont pu modifier leur offre de travail de fin de carrière avant 60 ans. Cette remarque invite donc à considérer une autre façon de mesurer la durée d'assurance en tenant compte de la durée effectivement cotisée depuis 60 ans ou depuis l'annonce de la réforme de 1993.

2.4.2 Le cas des polypensionnés

Les données administratives de la Cnav incluent l'ensemble des individus qui ont liquidé une pension de retraite au régime général, mélangeant donc les unipensionnés du régime général (qui sont uniquement touchés par les modifications des incitations du régime général) et les poly-pensionnés qui peuvent donc être affiliés à un autre régime et donc n'être que marginalement touchés par la réforme de 1993. On peut ainsi penser à un agent de la Fonction publique qui aurait eu un début de carrière dans le secteur privé : sa pension de retraite étant essentiellement déterminée par les conditions s'appliquant pour la Fonction publique, les incitations à repousser le départ en retraite pourraient être tout à fait marginales.

Cet élément est à considérer avec intérêt s'il peut contribuer à expliquer (ou s'il peut être écarté des explications) du sous-report constaté dans l'étude sur les données de la Cnav.

2.4.3 La question des salaires plafonnés

Une remarque similaire peut être faite à propos du plafonnement des salaires. Les pensions du régime général étant plafonnées au niveau d'une pension maximum, la part représentée par les incitations du régime général peut être limitée pour les cadres dont le salaire dépasse largement le plafond. Pour ces hauts salaires, la pension des régimes complémentaires est nettement plus importante et les incitations à repousser

son départ en retraite légèrement différentes.

Comme les régimes complémentaires appliquent des abattements pour trimestres manquants selon la même règle que le régime général, il est probable que le plafonnement n'induit pas de différence majeure quant à la probabilité pour un individu d'être touché ou non par la réforme de 1993.

Ce qui est possible, en revanche, c'est que les hauts revenus aient un comportement de report différent de la moyenne des liquidants. Pour documenter cette possible hétérogénéité des comportements, il est nécessaire d'utiliser des données incluant les salaires non plafonnés ou le fait d'être ou non au niveau du plafond.

2.4.4 Âge de liquidation ou âge de cessation d'activité ?

Les données administratives de la Cnav ne donnent pas d'informations directes sur la date de cessation d'activité. L'âge de liquidation ne correspond pas forcément à l'âge de cessation d'activité. Les individus peuvent avoir subi des aléas de carrière (maladie, chômage, préretraites ou autre) qui peuvent les avoir conduit à cesser leur activité avant la liquidation de leur retraite.

Afin d'approcher une mesure de l'offre de travail en fin de carrière, les travaux précédents ont dû faire un certain nombre d'hypothèses. Comme les préretraités et les chômeurs peuvent liquider des trimestres sans effectivement repousser leur cessation d'activité, il est vraisemblable qu'ils aient repoussé leur âge de liquidation sans pourtant avoir modifié leur offre de travail. Nous avons supposé qu'ils ont tous liquidé au taux plein et avons utilisé des données de l'EIR 2001 pour imputer la part des reports constatés dans les données de la Cnav qui sont attribuables à ces préretraités ou chômeurs. Si l'hypothèse n'est pas vérifiée (si les préretraités ou chômeurs liquident aussi à taux réduit) alors l'élasticité mesurée est sous-estimée.

A l'inverse, nous avons supposé que les individus qui sont en emploi juste avant 60 ans ont cessé leur activité au moment de la liquidation de leur retraite. Si cette

hypothèse ne se trouvait pas vérifiée, alors l'élasticité mesurée auparavant est au contraire sur-estimée.

D'une façon générale, il serait idéal de pouvoir reproduire les estimations sur le report d'activité en distinguant bien si le report se fait dans une situation d'emploi, d'inactivité ou de chômage. Un des enjeux principaux des débats concernant les mesures d'augmentation de la durée requise au taux plein étant le faible emploi des seniors avant même la liquidation à la retraite, il est important de pouvoir éclaircir, par des données directes, l'effet de la réforme sur les différents groupes de salariés.

2.5 Présentation des données (EIR et EIC) : avantages et contraintes

2.5.1 Les EIR 2001 et 2004

L'échantillon interrégimes de retraités couvre l'ensemble des régimes de retraite obligatoires en France et est représentatif de la population des retraités. Cinq vagues de cette enquête sont aujourd'hui disponibles : 1988, 1993, 1997, 2001 et 2004. L'EIR 2001 donne des informations sur les retraités présents au 31 décembre 2000 (avec des informations au premier semestre 2001) tandis que l'EIR 2004 représente l'ensemble des retraités de 54 ans et plus au 31 décembre 2004.¹²

Une génération sur deux est incluse dans l'échantillon (une sur trois pour les anciennes générations) selon des tailles variables : soit uniquement les individus nés la première semaine d'octobre, soit les deux premières semaines d'octobre. Pour l'estimation de la réforme de 1993, les générations 1930 et 1932 ne sont pas touchées par la réforme, tandis que les générations 1934, 1936, 1938, 1940 et 1942 le sont progressivement. On récapitule les informations disponibles selon les deux EIR au tableau 3 ci-dessous.

¹²Les premiers EIR sont datés suivant l'année de constitution de la base, qui suit l'année pour laquelle les droits de retraite sont mesurés.

TAB. 3 – Comparaisons des EIR 2001 et 2004 pour la réforme de 1993

	EIR 2001	EIR 2004	Durée d'assurance requise
Age de la génération 1932	68	72	+ 0 trimestre
Age de la génération 1934	66	70	+ 1 trimestre
Age de la génération 1936	64	68	+ 3 trimestres
Age de la génération 1938	62	66	+ 5 trimestres
Age de la génération 1940	60	64	+ 7 trimestres
Age de la génération 1942	58	62	+ 9 trimestres
Nombre d'observations	87 000	145 792	

Il est immédiat à la lecture du tableau 3 qu'il est nécessaire d'avoir au moins à disposition les deux enquêtes pour espérer mesurer l'effet de la réforme de 1993 sur les générations 1934, 1936 et 1938. Les générations 1940 et 1942 sont en 2004 encore trop incomplètes pour que l'on puisse les comparer directement. Pour autant se limiter à l'EIR 2004 pour les générations 1932 et 1934 porte en soi le risque de perdre des informations sur les individus décédés entre les deux enquêtes : aux âges de 70 et 72 ans la mortalité différentielle selon l'âge de liquidation est impossible à écarter. C'est pourquoi cette étude va utiliser les deux enquêtes conjointement afin de garder un échantillon aussi large que possible sur toutes les générations concernées.

Un point supplémentaire mérite d'être mentionné avec l'inclusion dans l'échantillon de l'EIR 2004 des retraités nés hors de France (exclus dans l'EIR 2001). Afin de comparer les résultats sur les données Cnav (incluant tous les pensionnés), il sera nécessaire d'effectuer de nouvelles estimations en se limitant à l'échantillon de l'EIR 2004 afin d'inclure cette sous-population. Les comportements de départ de cette sous-population peuvent être différents pour de multiples raisons (migrants temporaires ayant peu d'information ou étant rentrés dans le pays d'origine, durées de cotisation particulières ou des préférences différentes pour le choix du départ en retraite) et il importe de pouvoir juger la façon dont leur exclusion peut modifier les

estimations.

2.5.2 L'EIC 2001

L'EIC 2001¹³ apporte des informations sur l'ensemble des droits à pension acquis au 31 décembre 2001 pour un échantillon de 31 à 67 ans. Une génération sur quatre est concernée et donc seule une génération sur deux incluses dans l'EIR sera représentée dans l'EIC.

L'EIC détaille année par année l'historique des droits à pensions (trimestres de cotisations ou points acquis) et ce pour l'ensemble des régimes. Un individu poly-pensionné a donc une série d'informations pour chacune de ses caisses de retraite et chaque année depuis sa première affiliation au régime. C'est donc une source considérable d'informations pour suivre l'acquisition progressive des droits à pension et la façon dont celle-ci réagit aux modifications du système de retraite.

Pour les générations concernées par la réforme de 1993, trois difficultés méritent d'être mentionnées. D'abord certaines caisses (dont l'Arcco) n'ont pas transmis les informations sur les droits acquis des personnes déjà parties en retraite. Cela concerne au premier chef les générations 1934 et 1938, soient les générations disponibles principalement touchées par la réforme de 1993. Ensuite le système de gestion de la Cnav semble être incomplet pour le début des carrières des générations anciennes (encore une fois les générations 1934 et 1938). Enfin un certain nombre d'informations sur les périodes assimilables à de la durée d'assurance ne peuvent être connues qu'à la liquidation (travail à l'étranger, service militaire et certains trimestres gratuits) ce qui rend la durée cotisée à la date de référence susceptible de ne pas refléter l'ensemble des droits réels du salarié.

¹³On appelle l'EIC 2001 l'échantillon interrégimes de cotisants au 31 décembre 2001. Il est appelé EIC 2003 dans certains documents de la Drees mais a été ultérieurement renommé EIC 2001, l'année d'information prêtant moins à confusion que l'année de collecte.

2.5.3 L'utilisation conjointe des données EIR, DADS, Unedic et EIC 2001

L'EIR et l'EIC ont été articulés et il est donc possible d'utiliser leurs informations conjointement. Deux types d'utilisation simultanée de ces deux sources sont possibles : la première consiste à chercher à utiliser l'information sur les cotisations des personnes déjà retraitées. Pour chaque individu qui est inclus dans l'EIR 2001 (retraité au 31 décembre 2000) il est donc possible de retrouver des informations sur son historique de cotisations dans l'EIC et de le comparer avec les informations disponibles dans l'EIR. Ainsi les générations 1934 et 1938 sont des candidates de premier choix pour un tel exercice. L'objectif est là de tester les hypothèses sur les trimestres validés entre 60 ans et l'âge de liquidation. Nous ne pouvons pas vraiment reproduire les estimations précédentes avec ces données du fait que le nombre de génération touchée est trop faible (et elles sont trop faiblement touchées). C'est pourquoi l'essentiel des estimations de cette étude va reposer sur les données EIR couplées aux données DADS et Unedic, l'EIC venant simplement comme test ou complément.

Cette première partie a rappelé la méthodologie qui va être utilisée dans cette étude, a décrit les données à disposition et a souligné les obstacles à surmonter. Deux approches vont être successivement exploitées. La première consiste à mettre en pratique la méthodologie décrite plus haut sur l'ensemble des générations présentes dans les EIR 2001 et 2004 et à utiliser des spécifications aussi proches que possible des travaux précédents afin de pouvoir comparer les différences d'échantillon (partie 3). Le second travail va consister à s'écarter des spécifications de ces premiers travaux afin d'améliorer les estimations en profitant des informations spécifiques à ces nouvelles données.

3 Réplication des spécifications précédentes

L'objectif de cette partie est d'utiliser la même méthodologie que Bozio (2006, 2008) sur les données de l'EIR afin de pouvoir comparer sur la même base les estimations précédentes avec les nouvelles estimations qui seront présentées dans la partie suivante de cette étude.

3.1 Les différences d'échantillon

Les informations contenues dans les EIR et les données Cnav sont essentiellement les mêmes dès lors que l'EIR récolte ces informations en interrogeant les caisses de retraite. Il n'y a donc pas de problème de mesure au sens où les variables renseignées sont définies de façon absolument similaire. Les différences entre les deux sources viennent de différences dans le champ couvert, différences qui doivent être clairement identifiées.

D'abord les générations disponibles ne sont pas les mêmes dans les deux bases. Les données Activ5 de la Cnav présentent des informations sur les générations 1934, 1935, 1936 et 1937 tandis que les générations présentes dans l'EIR 2004 sont les générations 1934, 1936 et 1938. La stratégie d'estimation reposant sur les variations de la durée requise pour le taux plein par rapport à la génération 1934, seule la génération 1936 est véritablement comparable entre les deux sources.¹⁴

Ensuite les données de l'EIR sont un échantillon représentatif de la population des retraités, présentant ainsi un nombre limité d'observations, contre les données exhaustives de la Cnav. Cela doit conduire à une précision plus faible des estimations, compensée par de meilleures informations sur les retraités. Un point à mentionner est le fait que les retraités de l'EIR étant tous nés au mois d'octobre, il est théoriquement possible qu'ils soient non complètement représentatifs de la population totale si par

¹⁴L'estimation du coefficient de réponse de l'âge de liquidation est susceptible d'être différente si le salarié doit faire face à 1 ou 5 trimestres supplémentaires.

exemple le trimestre de naissance a un impact durable sur les carrières des individus ou s'il est corrélé avec des caractéristiques sociales spécifiques.¹⁵

Néanmoins la différence la plus notable de champ entre les deux sources est la prise en compte de la mortalité. Les données administratives de la Cnav contiennent de l'information sur tous les individus ayant liquidé une pension du régime général chaque l'année tandis que l'EIR est représentatif de la population des retraités vivants à une date précise. La méthodologie utilisée dans cette étude nécessite de prendre en compte des générations ayant complètement liquidé. Avec les données de l'EIR, la mortalité différentielle pourrait conduire à des estimations différentes de l'augmentation de la durée requise d'assurance. Par exemple si on reprend le tableau 3 (page 26), les salariés nés en 1936 qui ont pris leur retraite à 60 ans qui sont décédés avant 64 ans ne seront pas inclus dans l'EIR 2001, mais le seront dans les données Cnav. Les salariés nés en 1938 qui n'ont pas liquidé à 62 ans (absents de l'EIR 2001) et qui viendraient à décéder avant d'atteindre 66 ans seront aussi absents des données de l'EIR 2004.

Cette différence d'échantillonnage a potentiellement des conséquences importantes sur les estimations des élasticités d'âge de liquidation.¹⁶ Si par exemple les départs en retraite précoces sont fortement corrélés avec des décès précoces (si l'individu a une information sur son état de santé), l'utilisation des données EIR risque de mettre en évidence un report plus fort, simplement du fait de l'absence des retraités déjà précocement décédés.

Afin de réduire au possible les effets de sélection dus à la mortalité différentielle, nous avons utilisé dans toute cette partie un fichier qui combine les informations

¹⁵Voir par exemple les travaux de Grenet (2008) ou Crawford, Dearden et Costas (2007).

¹⁶On utilise pendant cette étude le terme d'âge de liquidation pour désigner l'âge d'entrée en jouissance. L'âge de liquidation pour les régimes de retraite est l'âge auquel la demande de pension est réalisée et acceptée (elle peut-être bien avant l'âge d'entrée en jouissance ou après si le dossier est traité avec délai). On utilise aussi « l'âge de départ en retraite » comme synonyme de l'âge d'entrée en jouissance que l'on distingue de l'âge de cessation d'activité, qui concerne la situation d'emploi.

issues des EIR 2001 et 2004 qui inclut ainsi tous les individus présents en 2000 et qui sont décédés entre 2001 et 2004 ainsi que ceux qui sont présents en 2004. On réalise des tests en incluant aussi l'EIR 1997 pour les générations 1934 et 1936. Cela amoindrit le problème de sélection, mais celui-ci n'est pas complètement écarté.

3.2 Les données descriptives

3.2.1 L'âge moyen de liquidation

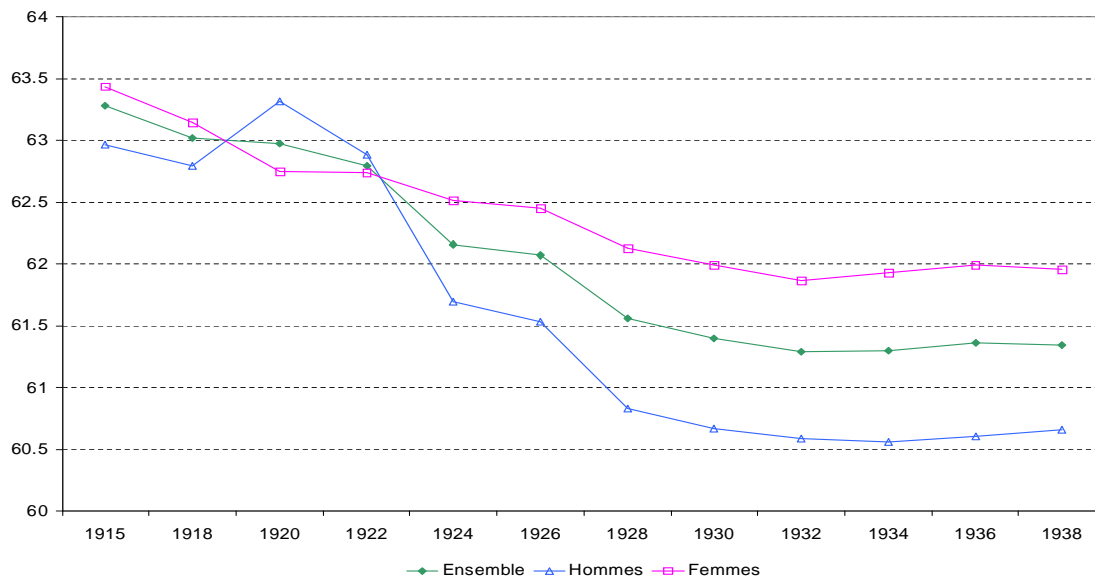
Le premier fait à vérifier avec l'utilisation des données de l'échantillon interrégimes de retraités¹⁷ est l'évolution de l'âge moyen par génération pour les pensionnés du régime général. La réforme de 1993 est montée en charge progressivement à partir de la génération 1934. Le graphique de la figure 4 représente cette évolution jusqu'à la génération 1938 selon le sexe.

L'âge moyen des hommes a fortement baissé pour les générations nées dans les années 1920 (à partir de la génération 1924, les salariés ont bénéficié de l'abaissement de l'âge de la retraite en 1983) avant de se stabiliser. L'âge moyen des femmes ne suit pas la même évolution : initialement plus élevé, il baisse entre les générations 1915 et 1920 avec la réforme de 1977 qui accorde une pension à taux plein aux femmes qui peuvent justifier de 37,5 ans de cotisation. Comme les femmes ne bénéficient pas de la réforme de 1982 dite de « l'abaissement de l'âge de la retraite », leur âge moyen à la liquidation n'est pas aussi brusquement modifié (l'écart avec les hommes se creuse à la génération 1924). La baisse progressive de l'âge moyen de liquidation féminin reflète plus les modifications structurelles du taux de participation des femmes qui, en augmentant, leur permettent de valider de plus en plus des carrières complètes.

Un minimum semble atteint par la génération 1932 (60 ans en 1992) et l'âge moyen de liquidation est plus élevé pour les générations touchées par la réforme de

¹⁷L'échantillon sur lequel nos estimations sont basées est toujours l'ensemble des retraités présents dans les EIR 2001 et/ou 2004 ayant liquidé une pension de droit direct du régime général.

FIG. 4 – Âge moyen de liquidation par génération



SOURCES : EIR 2001 et 2004. Retraités nés en France ayant liquidé une pension de droit direct dans le régime général.

NOTES : Nous excluons les individus qui ont liquidé leur retraite après 65 ans. L'âge de liquidation est l'âge exact (au mois près) de liquidation dans le régime général. La mortalité différentielle est susceptible de biaiser la comparaison entre générations. Les individus des générations anciennes qui sont partis tôt en retraite sont plus susceptibles d'être décédés en 2001 et 2004 que ceux qui ont pris leur retraite plus tardivement - si l'âge de liquidation est bien corrélé positivement avec l'espérance de vie.

1993 (d'un peu plus d'un mois environ). Ces faits stylisés ne donnent aucune preuve de l'effet de la réforme 1993, mais ils confirment la tendance observée sur les données administratives de la Cnav.

3.2.2 Qui sont les individus touchés par la réforme de 1993 ?

Dans cette partie, on reprend exactement la méthodologie de Bozio (2006, 2008). On calcule la durée de cotisation à 60 ans en faisant les mêmes hypothèses, c'est-à-dire que l'on retranche de la durée d'assurance à la liquidation autant de trimestres validés qu'entre 60 ans et l'âge de liquidation. On reviendra plus loin sur l'apport de l'EIR pour préciser cette mesure.

TAB. 4 – Données descriptives sur l'échantillon

	Touché	Taux plein	Age de liquidation si au taux plein
Hommes			
1936	8,9%	94,0%	61,08
1938	10,5%	93,5%	61,09
Femmes			
1936	11,2%	89,6%	62,25
1938	10,9%	91,2%	62,24

NOTE : Est considéré comme touché par la réforme tout retraité qui a validé une pension normale et dont la durée de cotisation à 60 ans (calculée selon les deux hypothèses suivantes) se trouve entre 131 trimestres et la durée requise pour le taux plein. La durée de cotisation à 60 ans est calculée comme la différence entre la durée d'assurance à la liquidation moins les trimestres entre 60 ans et la liquidation. Le champ couvert est l'ensemble des retraités nés en France.

Les individus touchés par l'augmentation de la durée requise de cotisation doivent avoir à 60 ans entre 131 et 160 trimestres de cotisation (selon la génération).¹⁸ Seule une petite minorité des générations 1934 à 1938 est donc véritablement touchée par cette modification. On reporte au tableau 4 quelques statistiques sommaires sur les générations 1936 et 1938. A peine 10 % de la génération 1938 est susceptible d'avoir été touchée par la réforme de 1993.¹⁹

Il est important de garder à l'esprit le fait que les estimations présentées dans cette étude (et celles précédemment citées) sont basées sur les réactions de ce sous-échantillon de la population. Pour reprendre la terminologie des méthodes d'évaluation, le groupe de traitement est cette sous-population touchée par la réforme et la mesure que cette étude met en évidence ne concerne que celle-ci.²⁰ Non seulement cette sous-population est une minorité mais elle a des caractéristiques spécifiques qui peuvent rendre difficile une généralisation à l'ensemble de la population. En ef-

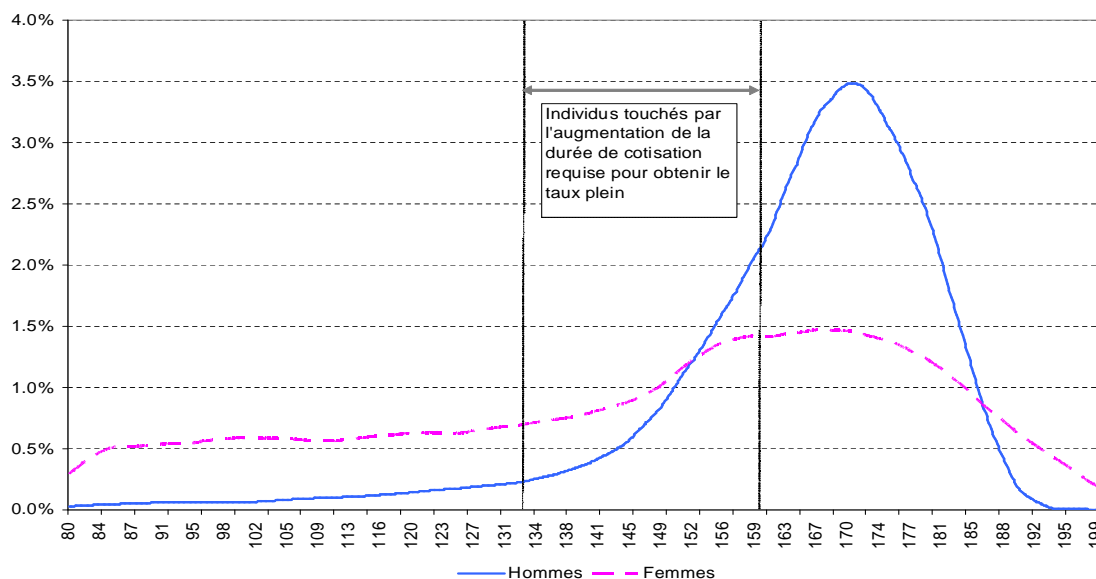
¹⁸Voir pages 13 et 14.

¹⁹Nous reviendrons plus loin sur le fait que le pourcentage réel dont les incitations ont été modifiées par la réforme est beaucoup plus restreint en raison des systèmes de préretraite ou de l'existence de polypensionnés.

²⁰Il s'agit de l'effet sur les traités, Average Treatment Effect on the Treated (ATT).

fet, la durée d'assurance de ces individus les place plutôt dans la moitié inférieure de la distribution des durées de carrière. Les individus ayant commencé très tôt à travailler ne sont pas inclus, pas plus que ceux qui ont eu une très faible participation au marché du travail.

FIG. 5 – Distribution de la durée d'assurance à 60 ans par sexe



SOURCES : EIR 2001 et 2004. Retraités nés en France en 1936 ou 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général.

NOTES : La durée d'assurance à 60 ans (en abscisse) est exprimée trimestres. La densité de la fonction est estimée par un kernel Epanechnikov avec une largeur de bande (bandwidth) de 3.

Pour illustrer ce fait, la figure 5 représente la fonction de densité des durées d'assurance par sexe. Les individus touchés par la réforme de 1993 sont bien une population particulière qui n'est pas la même selon le sexe. Les hommes sont nettement dans la distribution inférieure de la durée des carrières, alors que les femmes touchées par la réforme sont plus représentatives de la carrière moyenne des femmes (avec néanmoins aussi des carrières plus courtes que la moyenne des femmes). Les femmes sont de ce fait légèrement plus touchées par la réforme que les hommes (voir tableau 4). En comparant les estimations pour les hommes et les femmes, il

est nécessaire de garder à l'esprit cet effet de sélection.

3.3 Estimations sur les données EIR 2001 et 2004

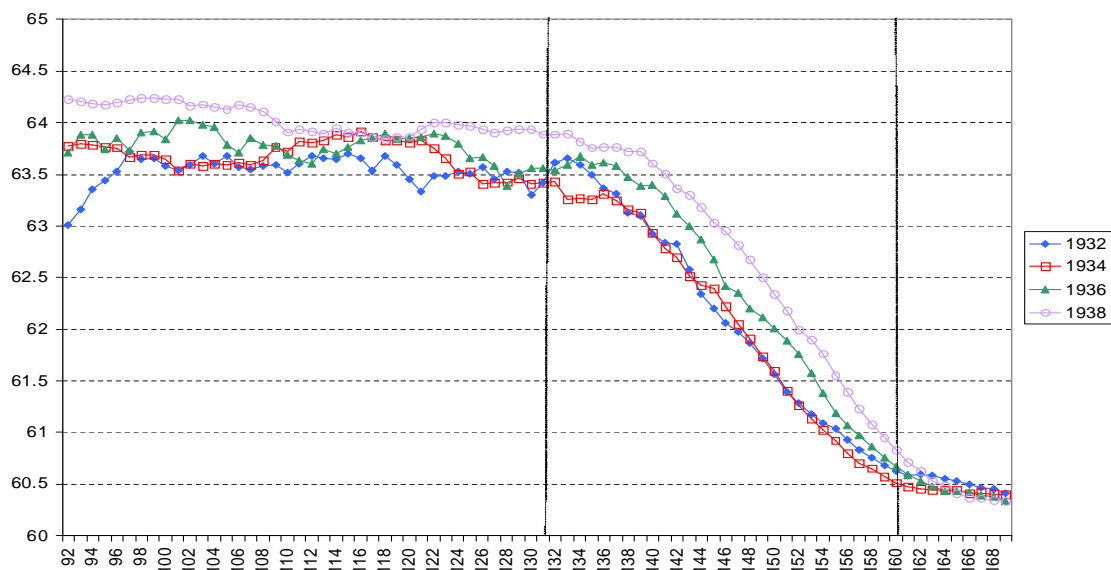
La première étape de cette étude consiste à reproduire la méthodologie décrite plus haut avec les données des EIR. L'objectif est de pouvoir comparer les estimations sur les deux bases de données. Nous présentons ainsi les résultats sur les données EIR parallèlement aux résultats obtenus sur les données de la Cnav.

3.3.1 Estimations de base

Une première approche peut consister à reproduire avec les données EIR le graphique de la figure 3 présenté à la page 21. C'est ce que fait la figure 6, qui représente l'âge moyen de liquidation selon la génération et la durée d'assurance à 60 ans. On retrouve les mêmes caractéristiques qu'à partir des données de la Cnav. Avant 131-135 trimestres, la règle de détermination de la pension du régime général n'est pas dépendante de la durée d'assurance, mais uniquement de l'âge de liquidation. L'augmentation progressive de la durée d'assurance requise lors de la réforme de 1993 n'a donc aucun impact sur les comportements de liquidation pour ces faibles durées cotisées. De la même façon pour les durées d'assurance supérieures à la durée requise (au-dessus de 151, 153, 155 trimestres) le taux plein est assuré dès 60 ans. Ce n'est que pour les durées dans cet intervalle que l'augmentation de la durée requise d'assurance joue. On s'aperçoit, comme pour les données Cnav, que les générations touchées par la réforme de 1993 ont décalé leur âge moyen de liquidation vers le haut. L'évolution est moins précise qu'avec les données exhaustives de la Cnav (l'échantillon est nettement plus réduit) mais la tendance est similaire.

Contrairement aux données de la Cnav, nous disposons avec les EIR de données sur les générations non touchées par la réforme. Un point intéressant à noter est le fait que les générations 1932 et 1934 sont très proches l'une de l'autre et l'aug-

FIG. 6 – Âge moyen de liquidation par génération et selon la durée d'assurance à 60 ans



SOURCES : EIR 2001 et 2004. Retraités nés en France en 1936 ou 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général et dont la durée de cotisation à 60 ans est entre 90 et 170 trimestres.

NOTES : La durée d'assurance est calculée en faisant l'hypothèse que les trimestres après 60 ans sont validés. Le graphique présente l'âge moyen lissé par moyenne mobile sur trois ans. L'échantillon inclut tous les pensionnés nés en France qui ont liquidé une pension normale de droit direct du régime général.

mentation d'un seul trimestre pour la génération 1934 ne semble pas avoir changé les comportements de départ. Ce fait est cohérent avec l'étude sur les données administratives de la Cnav dont une des conclusions est de mettre en évidence un effet révélation (i.e. les salariés ont pu facilement retrouver des anciens trimestres à valider pour obtenir le taux plein).

TAB. 5 – Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : ensemble des pensions normales

Variable	(1) Cnav Coeff. (Écart-type)	(2) Cnav Coeff. (Écart-type)	(3) EIR Coeff. (Écart-type)	(4) EIR Coeff. (Écart-type)
R linéaire	0,61*** (0,01)		0,80*** (0,05)	
R_1		0,69*** (0,04)		
R_2		0,63*** (0,02)		0,90*** (0,10)
R_3		0,60*** (0,02)		
R_4				0,80*** (0,05)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui
Effets génération	non	non	non	non
N	811605	811605	29742	29742
R ²	0,49	0,49	0,54	0,54
F	24731,10	23277,23	347,27	343,52
Degré de significativité :	* : 10%	** : 5%	*** : 1%	

SOURCE : Bozio (2006, 2008) pour les résultats Cnav et données EIR 2001 et 2004 pour les deux dernières colonnes. L'échantillon est restreint aux retraités nés en France, liquidant une pension normale et dont la durée de cotisation à 60 ans se trouve entre 80 et 180 trimestres.

NOTE : La variable dépendante est l'âge de liquidation au trimestre près. Dans les spécifications (1) et (3) nous supposons un effet linéaire. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

LECTURE : Les coefficients représentent l'effet de l'augmentation d'un trimestre supplémentaire de la durée requise de cotisation sur l'âge de liquidation exprimé en trimestre. Par exemple un effet de 0,8 correspond à une augmentation moyenne de 0,8 trimestres pour chaque trimestre supplémentaire requis.

Le tableau 5 présente l'estimation sur les données de l'EIR de la méthodologie décrite à l'équation (4) de la page 19.²¹ La variable dépendante est l'âge de liquidation (exprimée en trimestres) et deux spécifications (linéaire et par trimestre supplémentaire requis pour le taux plein) sont présentées. Les coefficients représentent l'effet d'une augmentation d'un trimestre sur l'âge de liquidation. Un coefficient de 1 correspond à un report moyen de 1 trimestre pour chaque trimestre supplémentaire nécessaire pour obtenir le taux plein.

Les résultats de ces régressions suggèrent des effets plus forts que sur les données de la Cnav, mais moins précis. L'intervalle de confiance à 5 % de l'estimation centrale sur les données EIR se trouve entre 0,70 et 0,90, pour une estimation de 0,61 sur les données de la Cnav.

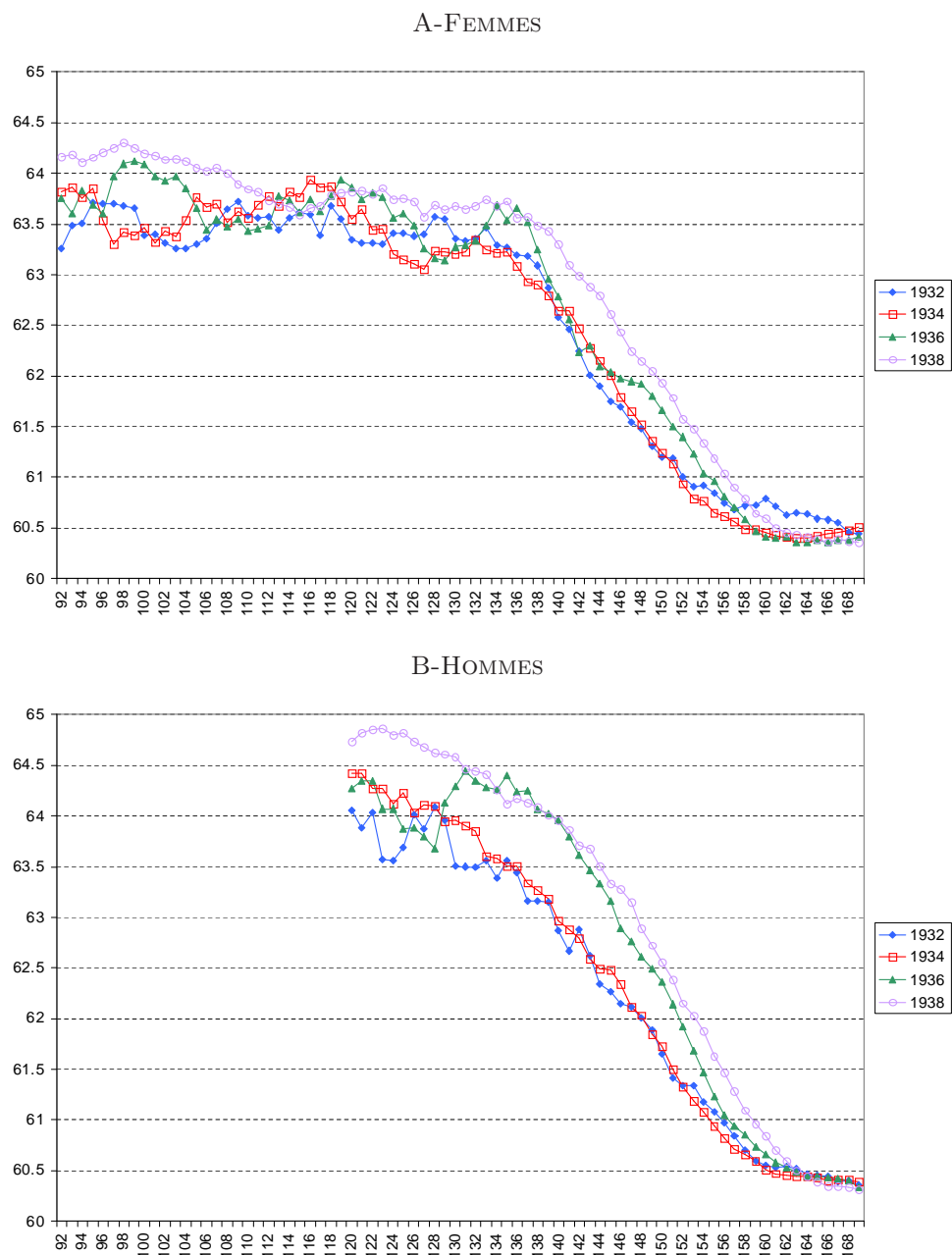
3.3.2 Analyses par sexe

Il est possible de répéter la même analyse pour chaque sexe séparément. On présente d'abord à la figure 7 l'âge moyen de liquidation selon la durée d'assurance à 60 ans de la même façon que précédemment. Les hommes sont peu nombreux avec des faibles durées d'assurance, mais la pente des courbes est nettement plus raide que dans le cas des femmes. Cela laisse entrevoir une réaction plus forte à l'augmentation de la durée requise pour le taux plein.

Pour confirmer ces impressions graphiques, nous reportons les mêmes estimations de l'équation (4) par sexe aux tableaux 6 et 7. Les mêmes différences entre les sexes sont constatées sur les deux échantillons. Les hommes sont plus sensibles à l'augmentation de la durée d'assurance que les femmes. Le cadre du choix de départ en retraite est souvent aussi un choix joint des deux membres du ménage et, les femmes

²¹L'échantillon est restreint aux durées de cotisation disponibles dans les données de la Cnav et les effets génération sont omis pour comparaison. Les données Activ 5 de la Cnav (Bozio 2006) ne sont pas détaillées pour les durées d'assurance au-dessous de 130 trimestres et au-dessus de 160 trimestres et ne permettaient donc pas d'estimer séparément l'effet génération.

FIG. 7 – Âge moyen de liquidation selon la durée d'assurance à 60 ans par génération et par sexe



SOURCE : EIR 2001 et 2004. Retraités nés en France en 1936 ou 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général et dont la durée de cotisation à 60 ans est entre 90 et 170 trimestres.

NOTE : Il existe un faible nombre d'observations pour les hommes en dessous de 120 trimestres de durée d'assurance. On choisit de présenter les graphiques selon le même axe à des fins de comparaison.

étant plus jeunes que leur conjoint, il n'est ainsi pas surprenant qu'elles puissent déterminer leur âge de liquidation non seulement en fonction de leurs propres incitations mais aussi de la situation de leur conjoint. Cette explication met par contre de côté la remarque mentionnée plus haut sur la difficulté à comparer les échantillons par sexe, dès lors qu'ils représentent des différents sous-groupes de la distribution des carrières. En effet, les femmes sont aussi plus nombreuses à liquider au taux plein à 65 ans et celles-ci ne sont pas prises en compte dans l'estimation précédente.

Un point à remarquer est que l'écart mesuré est plus grand avec les données EIR. Il provient en particulier d'une estimation légèrement plus forte pour les hommes (0,88 contre 0,63) que pour les femmes (0,68 contre 0,52).

TAB. 6 – Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : femmes uniquement

Variable	(1) Cnav Coeff. (Écart-type)	(2) Cnav Coeff. (Écart-type)	(3) EIR Coeff. (Écart-type)	(4) EIR Coeff. (Écart-type)
R linéaire	0,52*** (0,02)		0,68*** (0,08)	
R_1		0,61*** (0,07)		
R_2		0,59*** (0,04)		0,70*** (0,17)
R_3		0,49*** (0,03)		
R_4				0,70*** (0,08)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui
Effets génération	non	non	non	non
N	423350	423350	11898	11898
R ²	0,41	0,41	0,48	0,48
F	10186,87	9530,35	112,34	110,82
Degré de significativité :	* : 10%	** : 5%	*** : 1%	

SOURCE : Bozio (2006, 2008) pour les résultats Cnav et données EIR 2001 et 2004 pour les deux dernières colonnes. L'échantillon est restreint aux retraitées nées en France, liquidant une pension normale et dont la durée de cotisation à 60 ans se trouve entre 80 et 180 trimestres.

NOTE : La variable dépendante est l'âge de liquidation au trimestre près. Dans les spécifications (1) et (3) nous supposons un effet linéaire. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

LECTURE : Les coefficients représentent l'effet de l'augmentation d'un trimestre supplémentaire de la durée requise de cotisation sur l'âge de liquidation exprimé en trimestre. Par exemple un effet de 0,8 correspond à une augmentation moyenne de 0,8 trimestres pour chaque trimestre supplémentaire requis.

TAB. 7 – Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : hommes uniquement

Variable	(1) Cnav Coeff. (Écart-type)	(2) Cnav Coeff. (Écart-type)	(3) EIR Coeff. (Écart-type)	(4) EIR Coeff. (Écart-type)
R linéaire	0,63*** (0,02)		0,88*** (0,06)	
R_1		0,59*** (0,07)		
R_2		0,59*** (0,04)		1,02*** (0,12)
R_3		0,63*** (0,03)		
R_4				0,86*** (0,05)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui
Effets génération	non	non	non	non
N	339957	339957	18090	18090
R ²	0,46	0,46	0,57	0,57
F	10083,27	9433,09	240,25	237,33
Degré de significativité :	* : 10%	** : 5%	*** : 1%	

SOURCE : Bozio (2006, 2008) pour les résultats Cnav et données EIR 2001 et 2004 pour les deux dernières colonnes. L'échantillon est restreint aux retraités nés en France, liquidant une pension normale et dont la durée de cotisation à 60 ans se trouve entre 80 et 180 trimestres.

NOTE : La variable dépendante est l'âge de liquidation au trimestre près. Dans les spécifications (1) et (3) nous supposons un effet linéaire. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

LECTURE : Les coefficients représentent l'effet de l'augmentation d'un trimestre supplémentaire de la durée requise de cotisation sur l'âge de liquidation exprimé en trimestre. Par exemple un effet de 0,8 correspond à une augmentation moyenne de 0,8 trimestres pour chaque trimestre supplémentaire requis.

3.4 Comment interpréter les différences ?

Nous obtenons donc des estimations différentes sur les données Cnav et les données de l'EIR. Ces dernières sont légèrement plus fortes sur l'estimation de référence (0,80 contre 0,61) et statistiquement différentes.

Une possible explication est le fait que les générations utilisées ne sont pas les mêmes dans les deux échantillons. Les coefficients pour la génération 1936, la seule disponible dans les deux sources de données (et touchée par 2 trimestres supplémentaires), restent significativement différents dans les deux sources.²²

Si on accepte que les coefficients de réponse estimés sur les données de l'EIR sont plus élevés que ceux de la Cnav, quelles explications doit-on y donner ? Un des points importants est le fait que ces écarts sont plus importants dans le cas des hommes que des femmes. On a mentionné plus haut le fait qu'une des différences principales entre les deux échantillons vient du fait que les données Cnav enregistrent l'ensemble des liquidations d'une année et donc incluent les retraités décédés avant qu'ils ne puissent faire partie des EIR. Le taux de mortalité instantanée entre 60 et 65 ans est plus fort pour les hommes que pour les femmes, l'effet de sélection est donc vraisemblablement plus élevé. Si ce mécanisme est à l'œuvre, il est possible que les retraités non présents dans l'EIR soient des individus ayant une information sur leur état de santé qui donc liquident leur retraite dès que possible quelque soit la durée d'assurance requise. Cela pourrait expliquer cet écart entre les deux bases de données, tout en étant cohérent avec la différence d'écart hommes-femmes.

Cette explication est intrigante, mais elle reste pour l'instant une hypothèse, sachant que d'autres différences sur la nature des échantillons pourraient aussi bien expliquer ces différentiels.²³

²²La spécification n'est pas exactement identique dans les deux sources, puisque les données Active5 de la base Cnav utilisée, rassemblaient plusieurs durées d'assurance sous une même statistique lorsque ces durées d'assurance se trouvaient hors de la zone touchée par la réforme.

²³Nous avons essayé de tester cette hypothèse en incluant les données de l'EIR 1997, mais nous

Au final, ce premier exercice a permis de reproduire la méthodologie des travaux précédents et a mis en évidence des résultats comparables, si ce n'est égaux, avec des estimations légèrement plus élevées sur les données de l'EIR. La partie suivante s'écarte des spécifications des travaux précédents pour améliorer les estimations avec les informations disponibles dans les bases des EIR et EIC.

n'ajoutons que très peu d'observations utilisées dans les régressions. Les résultats ne sont que marginalement modifiés.

4 De nouveaux résultats : l'apport des données EIR

Les données de l'EIR couplées aux Déclarations annuelles de données sociales (DADS), aux fichiers des allocataires de l'Unedic, aux fichiers de paie de la Fonction publique et à l'EIC permettent de préciser plusieurs variables utilisées dans les estimations précédentes. D'abord l'âge de liquidation peut être exprimé au mois près (et non au trimestre près). Ensuite un patient travail peut permettre de mieux cerner la durée d'assurance à 60 ans. Les chômeurs et les préretraités, ainsi que les polypensionnés peuvent également être identifiés et enfin les durées d'assurance validées peuvent être distinguées des durées effectivement cotisées. Ce dernier point va permettre de présenter des résultats sur l'âge de cessation d'activité et non plus seulement sur l'âge de liquidation. Cette partie présente de nouvelles estimations en incorporant ces informations.

4.1 Comment mesurer la durée de cotisation à 60 ans ?

Idéalement l'EIC serait l'unique source d'information pour pouvoir calculer la durée d'assurance à une date précédant la liquidation. La principale difficulté vient du fait que le nombre de générations touchées par la réforme de 1993 et présentes dans l'EIC 2001 est réduite : uniquement les générations 1934 et 1938 sont susceptibles d'apporter l'information nécessaire. Comme la génération 1938 n'est pas complètement partie en retraite, seule la génération 1934, marginalement touchée par la réforme de 1993 pourrait être utilisée. De plus, pour ces générations, les informations sur les durées cotisées sont en partie manquantes (pour les personnes déjà retraitées et pour les débuts de carrière à la Cnav). Si on ajoute à cela, le fait qu'un certain nombre de trimestres rentrant dans la durée d'assurance (service national, périodes assimilées pour travail à l'étranger) ne sont disponibles qu'à la liquidation,

on est en droit de mettre en question la possibilité d'utiliser l'EIC pour estimer l'impact de la réforme de 1993.

La stratégie que nous avons choisie est donc d'utiliser avant tout les données DADS et Unedic des EIR 2001 et 2004, que l'on complétera dès que possible par les données de l'EIC 2001. Pour pallier le manque d'information sur les débuts de carrière et le fait que certains trimestres validés ne sont connus qu'à la liquidation, nous allons procéder par rétropolation : nous disposons grâce à l'EIR de données sur la durée d'assurance au moment de la liquidation et grâce aux données DADS/Unedic/EIC de données relativement complètes sur les dernières années avant la liquidation. L'objectif est ainsi pour chaque individu de calculer la durée validée et effectivement cotisée entre 60 ans et l'âge de liquidation.

4.1.1 Règles de validation des trimestres cotisés

Avec l'utilisation des données DADS/Unedic/EIC, il devient nécessaire d'être tout à fait clair sur la façon dont peuvent être validés des trimestres d'assurance. Cette sous-partie rappelle le droit en vigueur dans le régime général.

Dans le régime général, les trimestres d'assurance sont validés si le salaire porté au compte individuel de l'assuré pour le paiement des cotisations est d'un montant suffisant pour valider un trimestre. La durée effective d'emploi n'est pas prise en compte, hormis via la référence au plafond de sécurité sociale.

Le salaire soumis à cotisation est déterminé par rapport au plafond qui peut être proratisé selon la durée de l'emploi. Chaque année un montant minimal pour validation de trimestres est publié et sert de base au calcul du nombre de trimestres validés. Par exemple pour l'année 2008, il faut que le salaire porté au compte soit d'au moins 1688 Euros pour permettre la validation d'un trimestre. Le salaire annuel (sous plafond) est divisé par celui-ci pour obtenir le nombre de trimestres validés dans le régime et dans l'année. Pour calculer les trimestres validés chaque année il

est donc nécessaire de connaître la série de ces montants. Nous les avons reproduit en annexe aux tableaux 16 et 17.

Un assuré ne peut, pour autant, valider plus de quatre trimestres par année, y compris s'il bénéficie de plusieurs régimes. Les trimestres doivent donc être écrêtés pour pouvoir être sommés dans la constitution de la durée d'assurance. D'après la législation du régime général, seuls des trimestres entiers peuvent être validés (arrondi inférieur).

4.1.2 Règles de validation des trimestres assimilés

Certaines périodes pendant lesquelles l'intéressé n'a pas exercé d'activité salariée peuvent être assimilées à des périodes d'assurance. Les périodes susceptibles d'être validées sont les périodes de maladie, de longue maladie, de maternité, d'invalidité, d'accident du travail, de rééducation professionnelle, de chômage et assimilé, de service national, de guerre, de détention provisoire, d'affiliation au régime institué en faveur des rapatriés et de versement de l'indemnité de soin aux tuberculeux.

Les fichiers Unedic de l'EIR/EIC permettent d'identifier les périodes de chômage et de préretraite. Il y a essentiellement quatre types de périodes qui donnent lieu à une prise en compte différente de la durée d'assurance pour la retraite : le chômage indemnisé, le chômage non indemnisé, les revenus de remplacement de solidarité et les périodes de préretraite.

Toutes les périodes de chômage indemnisé sont susceptibles d'être validées. L'article R351-12 du Code de la Sécurité sociale définit comme durée d'assurance « le trimestre civil au cours duquel l'assuré a bénéficié du soixantième jour d'indemnisation, un trimestre étant également décompté pour chaque nouvelle période d'indemnisation de soixante jours. »

Les périodes de chômage non indemnisé peuvent l'être aussi selon conditions. Si l'individu n'a jamais été indemnisé, il peut voir sa période de chômage non indemnisé

validée dans la limite d'un an. S'il a cessé d'être indemnisé, la période de chômage peut être validée dans la limite d'un an pour les assurés âgés de moins de 55 ans à la date de cessation de l'indemnisation, ou de plus de 55 ans mais justifiant au régime général d'une durée de cotisations de moins de 20 ans ou dans la limite de cinq ans pour les assurés d'au moins 55 ans à la date de cessation de l'indemnisation et justifiant au régime général d'une durée de cotisations d'au moins 20 années (à condition qu'ils ne relèvent pas à nouveau d'un régime obligatoire d'assurance vieillesse).

Certaines situations avant retraite pendant lesquelles l'intéressé a perçu les allocations suivantes peuvent aussi être assimilées à des périodes d'assurance :

- Allocation chômeurs âgés (ACA)
- Allocation congé solidarité
- Allocation de cessation d'activité de certains travailleurs salariés (CATS)
- Allocation de préparation à la retraite (APR)
- Allocation de solidarité spécifique (ASS)
- Allocation équivalent retraite (AER)
- Allocation spéciale du Fonds national pour l'emploi (AS-FNE)

D'autres types d'allocation (plus servies aujourd'hui) ont pu permettre la validation de trimestres d'assurance par le passé (en particulier d'autres dispositifs de préretraite). Les conditions de validation et le décompte des périodes assimilées varient selon leur nature. La règle générale est que la perception d'un revenu de remplacement (hors chômage) pendant 50 jours donne droit à la validation d'un trimestre (APR est une exception avec une validation d'un trimestre pour 90 jours d'allocation).

4.1.3 Utilisation des fichiers DADS, Unedic et Fonction publique

Le principe de base que nous avons suivi est d'utiliser au maximum l'information disponible dans les fichiers DADS, Unedic et fonction publique pour les apparier avec les données EIR 2001 et 2004.

Ces données ont néanmoins leurs limites. D'abord seul l'EIR 2004 dispose d'un appariement possible avec les fichiers de paie de la fonction publique, ce qui ne nous permettra pas de couvrir complètement toutes les générations. Ensuite ces fichiers ne permettent pas de reconstituer complètement toutes les validations de cotisation. Les validations pour maladie, maternité, invalidité, accident du travail, rééducation professionnelle ou détention provisoire par exemple, ne sont pas incluses dans ces fichiers. Nous ne disposons pas non plus d'information sur les indépendants et il est difficile de pouvoir isoler l'inactivité réelle de l'imperfection des données.

Enfin ces fichiers nécessitent un retraitement afin de pouvoir les utiliser comme source d'information sur les trimestres validés entre 60 ans et l'âge de départ en retraite.²⁴ On calcule pour chaque année les trimestres cotisés ou assimilés selon les règles en vigueur et on en déduit pour chaque individu un nombre de trimestres entre 60 ans et l'âge de liquidation dans le régime général.

Un des problèmes majeurs de l'utilisation de ces données est la bonne interprétation de ces données manquantes, soit comme de l'inactivité soit simplement comme du hors-champ. Pour calculer la durée d'assurance à 60 ans, cela correspond à soit imputer à 60 ans la même durée d'assurance qu'au moment de la liquidation (hypothèse de totale inactivité) soit imputer à 60 ans la durée d'assurance moins la période entre les 60 ans et l'âge de liquidation (hypothèse de validation complète, comme dans les travaux précédents). L'autre possibilité est de se limiter aux individus pour lesquels nous avons des informations et de considérer les autres comme du hors-champ.

²⁴Nous renvoyons le lecteur à l'annexe B pour le détail de ces traitements et pour les choix qui ont été faits quand à l'identification des trimestres validés.

TAB. 8 – Individus touchés par la réforme selon différentes mesures

	Hyp. 1 (validation)	Hyp. 2 (inactivité)	Hyp. 3 (hors champ)
Génération 1936			
Touchés	10,1 %	11,2 %	11,5 %
Nbre d’obs.	493 obs.	547 obs.	488 obs.
Génération 1938			
Touchés	10,7 %	11,0 %	11,1 %
Nbre d’obs.	2056 obs.	2105 obs.	2067 obs.

NOTE : L’hypothèse 1 correspond à la validation automatique de tous les trimestres entre 60 ans et l’âge de liquidation, l’hypothèse 2 correspond à définir la durée d’assurance à 60 ans comme la différence entre la durée d’assurance à la liquidation moins les trimestres validés observés dans les DADS, les fichiers Unedic et les fichiers de paie de la fonction publique et à supposer l’inactivité pour les individus non présents dans ces fichiers. L’hypothèse 3 correspond à exclure du champ tous les individus non présents dans ces fichiers.

Le tableau 8 met en évidence les variations sur le nombre d’observations dans les groupes de contrôle et les groupes tests que les différentes mesures peuvent entraîner. En utilisant la durée d’assurance à 60 telle que calculée avec les données DADS et Unedic, un faible nombre d’observations passe du groupe test (touchés par la réforme) au groupe de contrôle (plus de 153 trimestres à 60 ans). En effet, en supposant que les individus non repérés dans les fichiers d’emploi ou de chômage sont en inactivité et ne valident pas de trimestres, on leur attribue de fait une durée d’assurance supérieure (celle qu’ils possèdent à la liquidation). En excluant du champ tous ceux qui ne sont pas présents dans les bases DADS et Unedic, on perd une grande partie des observations, en particulier des individus à faible durée d’assurance et susceptible d’être touchés par la réforme de 1993.

4.1.4 Utilisation des fichiers de l’EIC

L’utilisation des fichiers de l’EIC est ici complémentaire de celle des fichiers DADS et Unedic. L’objectif est de pouvoir offrir une autre mesure de la durée

cotisée à 60 ans, même si celle-ci ne peut pas servir à de nouvelles estimations au vu du nombre limité de génération pour lesquelles on dispose de cette information. Nous présentons ici les tests que l'on peut effectuer avec les informations de l'EIC, essentiellement pour la génération 1938.

Dans les données de l'EIC, les trimestres validés chaque année sont reportés par régime avant écrêtement. Il faut reprendre pour chaque individu la succession de trimestres par régime et calculer pour chaque année les trimestres validés sur l'ensemble des régimes. Il est donc nécessaire de clarifier le droit des autres régimes puis d'appliquer les règles pour obtenir une somme par année de la durée d'assurance tous régimes.

Nous avons donc appliqué cette méthodologie aux générations 1934 et 1938 (présentes en grande partie dans l'EIR 2001 et 2004 et dans l'EIC 2001). Nous avons donc construit un fichier en fusionnant les informations sur l'historique des cotisations depuis 1993 et depuis l'âge de 60 ans pour ces deux générations. Nous avons obtenu un échantillon de 11 735 observations de retraités du régime général ayant liquidé leur pension au 31 décembre 2000 et dont nous avons des informations sur les dix dernières années de cotisation (voir tableau 9).²⁵

TAB. 9 – Description du fichier fusionné EIR-EIC

Génération	1934	1938	Ensemble
Nombre d'observations	7 649 obs.	4 087 obs.	11 735 obs.
Même durée d'assurance à 60 ans (hypothèse 1)	74 %	79 %	76 %
Même durée d'assurance à 60 ans (hypothèse 2)	66 %	77 %	70 %

²⁵Nous avons exclu de cet échantillon 397 observations qui se retrouvent dans les fichiers de l'EIC et les fichiers de l'EIR 2004 avec le même numéro d'identification (noind) mais une année de naissance différente.

4.1.5 Une meilleure mesure de la durée d'assurance à 60 ans ?

Si on ne peut pas utiliser la variable calculée à l'aide de l'EIC 2001, il est possible par contre de reproduire les estimations précédentes en utilisant la variable de durée d'assurance à 60 ans calculée à partir des fichiers DADS et Unedic. On présente ces données au tableau 10 pour l'ensemble des pensions normales (hommes et femmes).

Dans une première spécification (hypothèse 1), on calcule la durée d'assurance à 60 ans comme la différence entre la durée d'assurance à la liquidation et le nombre de trimestres entre 60 ans et l'âge de liquidation. Cette estimation risque de sous-estimer la durée d'assurance à 60 ans si des individus ne valident pas de trimestres après 60 ans et donc de sur-estimer l'effet de l'augmentation de la durée requise de cotisation.

A l'inverse dans la seconde spécification (hypothèse 2), on suppose que les individus non présents dans les fichiers appariés ne sont pas en position de valider des trimestres car ils ne sont ni au chômage ni en emploi. Cette estimation risque d'être une sous-estimation de l'effet réel dès lors que la durée d'assurance à 60 ans va être surestimée pour certains individus.

Ces résultats varient ainsi de 0,53 à 0,74 pour les estimations linéaires. Le fort coefficient de l'impact de deux trimestres supplémentaires (essentiellement pour la génération 1936) est vraisemblablement le résultat de la moins bonne précision des données DADS/Unedic/fichiers de la fonction publique pour cette génération (par exemple de l'absence des fichiers de paie de la fonction publique et de certains fichiers de l'Unedic) et du nombre plus faible d'observations pour cette génération. Le fait que le coefficient linéaire ne semble pas beaucoup touché par ce fort premier coefficient renforce ce sentiment.

TAB. 10 – Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : ensemble des pensions normales

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	DAS hyp. 1	DAS hyp. 1	DAS hyp. 2	DAS hyp. 2
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)
R linéaire	0,74*** (0,05)		0,53*** (0,05)	
R_2		0,82*** (0,11)		1,04*** (0,12)
R_4		0,73 (0,05)		0,48*** (0,06)
Gén. 1936	0,19 (0,07)	0,19 (0,07)	0,60 (0,08)	0,50*** (0,08)
Gén. 1938	0,31 (0,07)	0,34 (0,07)	0,42 (0,07)	0,48*** (0,07)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	oui
N	40606	40606	40606	40606
R ²	0,63	0,63	0,54	0,54
F	265,27	266,24	185,48	186,96

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

SOURCE : Données EIR 2001 et 2004, DADS, Unedic, fichiers de paie de la fonction publique. L'échantillon est restreint aux retraités nés en France, liquidant une pension normale dans le régime général.

NOTE : La durée d'assurance à 60 ans est calculée dans les deux premières colonnes comme la durée d'assurance à la liquidation moins le nombre de trimestres entre 60 ans et la liquidation. Dans les deux dernières colonnes, les trimestres validés repérés dans les données DADS/Unedic sont soustraits à la durée d'assurance au moment de la liquidation. On suppose aucune activité si l'individu est manquant dans ces fichiers. La variable dépendante est l'âge de liquidation au trimestre près. Dans les spécifications (1) et (3) nous supposons un effet linéaire. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

LECTURE : Les coefficients représentent l'effet de l'augmentation d'un trimestre supplémentaire de la durée requise de cotisation sur l'âge de liquidation exprimé en trimestre. Par exemple un effet de 0,8 correspond à une augmentation moyenne de 0,8 trimestres pour chaque trimestre supplémentaire requis.

Cet exercice a son intérêt pour tester les implications du calcul de la durée d'assurance à 60 ans. Néanmoins les inconvénients en terme de perte de précision ne conduisent pas forcément à favoriser cette mesure sur la précédente. Pour la suite de cette étude nous utiliserons la durée d'assurance à 60 ans comme calculée précédemment afin de faciliter les comparaisons.

4.2 Qui est vraiment touché par la réforme ?

Les individus qui à 60 ans sont au chômage²⁶ ou en situation de préretraite, ne sont pas touchés par la réforme 1993 au sens où l'augmentation de la durée d'assurance requise pour liquider au taux plein ne les contraint pas à un choix particulier de cessation d'activité. En effet, les individus qui sont dans ces situations peuvent valider des trimestres d'assurance jusqu'à l'obtention du taux plein. Il est donc « normal » qu'ils reportent la liquidation de leur retraite en restant plus longtemps dans ces régimes. Cette sous-partie va tendre à préciser les estimations précédentes en distinguant les cas selon le statut à 60 ans.

4.2.1 Mesure du statut avant la liquidation

La mesure du statut à 60 ans est soumise aux mêmes contraintes que la mesure de la durée de cotisation à 60 ans. On utilise les données DADS, Unedic et les fichiers de paie de la fonction publique lorsqu'ils sont disponibles et on crée une variable mesurant le statut dans le mois précédant les soixante ans selon que l'individu est en emploi, au chômage ou en préretraite ou en retraite (polypensionnés du secteur public).²⁷

On représente pour la génération 1938 au tableau 11 la répartition des retraités

²⁶Il n'est pas possible d'isoler les dispensés de recherche d'emploi des chômeurs qui cherchent un emploi. Idéalement on souhaiterait prendre comme champ la population active, c'est-à-dire en incluant les chômeurs qui cherchent un emploi.

²⁷On peut se rapporter à l'annexe B pour plus de détails sur la création de cette variable.

TAB. 11 – Statut dans le mois avant les 60 ans (génération 1938)

	Hyp. 1
Hors champ	48,5 %
Emploi	21,3 %
Préretraite ou chômage	24,4 %
Retraite	5,7 %

du régime général selon le statut ainsi mesuré. Le hors-champ, représentant près de la moitié des retraités de la génération, est considérable. Encore une fois, la question de comment le traiter a des conséquences importantes sur les estimations.

4.2.2 Nouvelles estimations selon le statut avant 60 ans

Nous présentons au tableau 12 les résultats des estimations sur les sous populations pour chaque type de statut à 60 ans. La première ligne du tableau représente les coefficients linéaires avec la durée de cotisation à 60 ans calculée comme dans les travaux précédents et la seconde ligne avec les données DADS/Unedic (en supposant l'inactivité des hors champ).

Deux résultats majeurs apparaissent. D'abord lorsqu'on se concentre sur la sous-population des personnes en emploi avant 60 ans, l'effet mesuré est relativement fort, proche de celui estimé sur l'ensemble de la population. On obtient un coefficient plus élevé si l'on suppose que tous les trimestres à 60 ans sont validés que si on s'en tient aux trimestres validés d'après les fichiers DADS-Unedic.

L'autre résultat notoire vient des sous-populations non réellement touchées par la réforme. Un report de un pour un dans le cas des préretraités et chômeurs était attendu.²⁸ Les préretraités et les chômeurs peuvent valider des trimestres supplémentaires dans leur régime. L'augmentation de la durée requise de cotisation les conduit à rester plus longtemps dans leur régime et donc à repousser leur

²⁸C'était l'hypothèse faite dans Bozio (2006, 2008).

liquidation de leur retraite, sans pour autant repousser leur âge de cessation d'activité - antérieur à 60 ans. Le sous groupe des retraités²⁹ est moins évident. Si l'on suppose que les trimestres hors DADS et Unedic sont validés, alors l'effet mesuré est nul et si au contraire on se fie aux données DADS et Unedic, l'effet est proche de 1. Il est ainsi vraisemblable que les retraités (dans un autre régime) repoussent en partie leur âge de liquidation mais ne valident pas de trimestres supplémentaires. Sans surprise par contre, les individus hors champ ont une forte ou faible réaction dépendant de l'hypothèse que l'on retient sur leur activité de 60 ans à la liquidation. Si l'on suppose qu'ils sont des actifs indépendants, alors l'effet mesuré est fort, si l'on suppose au contraire qu'ils sont inactifs, il est faible. On mesure alors que l'hypothèse de validation de trimestres après 60 ans dépend fondamentalement du statut du salarié.

²⁹Ce sont essentiellement des retraités du secteur public ou des salariés du privé dans des régimes particuliers comme les personnels navigants de l'aviation civile.

TAB. 12 – Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : ensemble des pensions normales

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hors champ	Emploi	Préretraite Chômage	Retraite
	Coeff. (Écart-type)	Coeff. (Écart-type)	Coeff. (Écart-type)	Coeff. (Écart-type)
R linéaire 1	0,63*** (0,10)	0,71*** (0,08)	1,11*** (0,02)	0,10 (0,16)
R linéaire 2	0,19* (0,11)	0,53*** (0,09)	1,12*** (0,02)	1,04*** (0,19)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	oui

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

SOURCE : Données EIR 2001 et 2004, DADS, Unedic, fichiers de paie de la fonction publique. L'échantillon est restreint aux retraités nés en France, liquidant une pension normale dans le régime général.

NOTE : La durée d'assurance à 60 ans est calculée dans la première ligne comme dans Bozio (2008) et dans la seconde ligne comme la durée d'assurance à la liquidation moins les trimestres validés repérés dans les données DADS/Unedic. On suppose aucune activité si l'individu est manquant dans ces fichiers. La variable dépendante est l'âge de liquidation au trimestre près. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

4.3 La question des polypensionnés

Une des avantages majeurs des données de l'EIR est de pouvoir différencier les résultats selon que les pensionnés du régime général sont des unipensionnés ou des polypensionnés. Les données administratives de la Cnav ne permettaient pas aux travaux précédents d'isoler les unipensionnés dont les comportements de liquidation sont principalement influencés par les conditions de liquidation dans le régime. Il est ainsi possible à certains polypensionnés du secteur public d'être déjà en retraite au moment où ils peuvent liquider leur pension dans le régime général.

Si on considère de plus près les polypensionnés du régime général, on s'aperçoit au tableau 13 que les polypensionnés indépendants (agriculteurs, commerçants et artisans) liquident leur pension plus tard que la moyenne tandis que les polypensionnés du secteur public (représentant 25 % du total) partent en moyenne avant 60 ans dans leur régime respectif. Par contre les différences sont nettement moins prononcées à la liquidation dans le régime général.

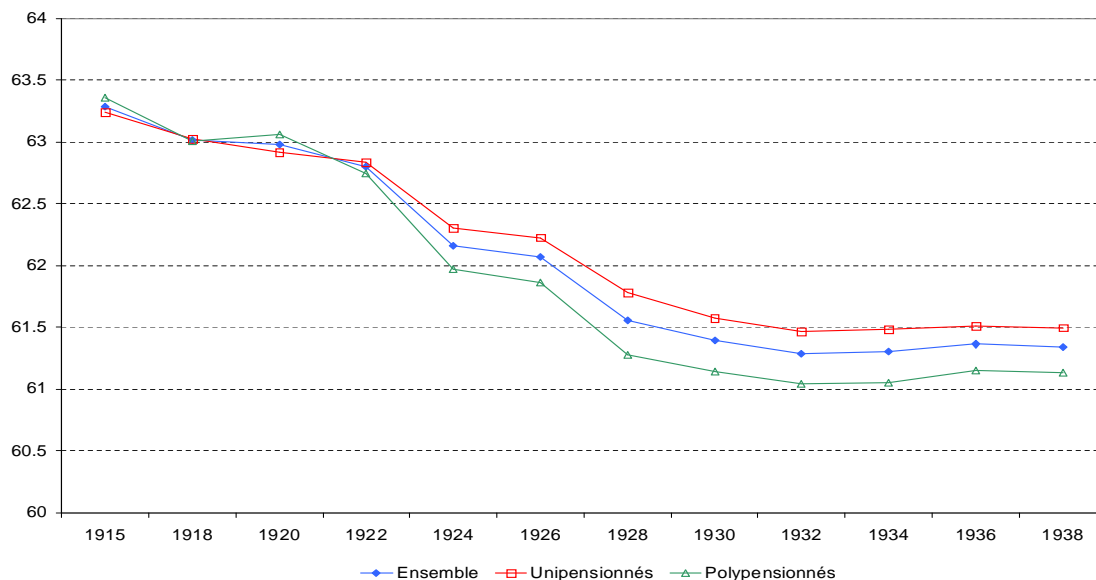
TAB. 13 – Polypensionnés du régime général

Régime en plus de la Cnav	Proportion des polypensionnés	Age moyen de première liquidation	Age moyen de liquidation (RG)
Salariés ou exploitant agricoles	21,29 %	60,9	61,0
Commerçants	11,47 %	61,4	61,5
Artisans	8,52 %	60,7	61,0
Fonction publique d'État	7,31 %	58,9	61,5
Militaires	1,86 %	44,3	61,1
Collectivités locales	8,52 %	58,5	61,3
Régimes spéciaux	7,66 %	55,6	61,0
Autres	10,97 %	59,9	61,4

SOURCES : EIR 2001 et 2004. L'échantillon est restreint aux retraités nés en France, liquidant une pension de droit direct dans le régime général.

NOTE : Il s'agit de l'âge moyen de première liquidation et ces données ne concernent que les générations 1934, 1936 et 1938.

FIG. 8 – Âge moyen de liquidation par génération dans le régime général



SOURCES : EIR 2001 et 2004. Retraités nés en France ayant liquidé une pension de droit direct dans le régime général et ayant liquidé un autre régime de base.

NOTES : Nous excluons les individus qui ont liquidé leur retraite après 65 ans. L'âge de liquidation est l'âge exact au mois près. La mortalité différentielle est susceptible de biaiser la comparaison entre générations.

Le graphique 8 retrace l'âge moyen de liquidation par génération pour les unipensionnés, les polypensionnés alignés (commerçants et artisans) et ceux qui ont un autre régime de base dans la fonction publique. Si les polypensionnés ont tendance à partir plus tôt que les unipensionnés, l'évolution pour les générations touchées par la réforme de 1993 est moins nette avec une hausse plus forte pour ces deux groupes que pour les unipensionnés.

Pour clarifier l'impact de la réforme selon le statut de polypensionné, le tableau 14 présente des estimations séparées pour le groupe des unipensionnés du régime général et celui des polypensionnés du régime général.

TAB. 14 – Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : uni- et polypensionnés du régime général

Variable	(1) Unipensionnés Coeff. (Écart-type)	(2) Polypensionnés Coeff. (Écart-type)	(3) Alignés Coeff. (Écart-type)	(4) Public Coeff. (Écart-type)
R linéaire	0,75*** (0,07)	0,69*** (0,08)	0,90*** (0,11)	0,16 (0,15)
Effets trimestre	oui	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui	oui
N	19027	14122	8131	3899
R ²	0,69	0,61	0,70	0,53
F	183,26	91,51	79	23
Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%				

SOURCE : Calculs avec les données EIR 2001 et 2004. L'échantillon est restreint aux retraités nés en France, liquidant une pension normale dans le régime général.

NOTE : La variable dépendante est l'âge de liquidation (exprimée en trimestres, mais mesurée en année). Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

LECTURE : Les coefficients représentent l'effet de l'augmentation d'un trimestre supplémentaire de la durée requise de cotisation sur l'âge de liquidation exprimé en trimestre. Par exemple un effet de 0,8 correspond à une augmentation moyenne de 0,8 trimestres pour chaque trimestre supplémentaire requis.

Les résultats semblent indiquer que si les polypensionnés du régime général réagissent moins aux modifications des incitations induites par la réforme de 1993, c'est surtout le fait des polypensionnés du secteur public. Les polypensionnés des régimes alignés (agricoles, commerçants et artisans) ont au contraire tendance à partir au taux plein. Ce n'est pas en soi surprenant et cela semble l'explication la plus sérieuse - à défaut d'être exclusive - du sous-report constaté par Bozio (2006, 2008) sur les données de la Cnav.

4.4 Durée cotisée ou durée validée ?

Afin de présenter des estimations de l'effet de l'augmentation de la durée requise de cotisation sur l'offre de travail, il est nécessaire de distinguer les trimestres supplémentaires qui ont donné lieu à des cotisations de ceux qui ont pu être simplement validés.

4.4.1 Mesure de la durée cotisée

Les travaux de Bozio (2006, 2008) ne pouvaient tester directement la différence entre durée validée et durée cotisée et utilisaient *ex post* des données de l'EIR couplées avec les données des DADS sur la part des retraités étant, avant la liquidation soit au chômage soit en préretraite. Il s'agissait donc d'une façon relativement peu précise d'estimer la part de trimestres supplémentaires qui ont donné lieu à cotisation (et à une poursuite de la carrière salariale).

Avec les données de l'EIR appariées aux données DADS, il est possible de mesurer les trimestres qui ont effectivement donné lieu à cotisation. On calcule ainsi un âge de cessation d'activité fictif correspondant à 60 ans plus les trimestres effectivement cotisés. Il s'agit d'un âge fictif au sens où l'individu peut avoir subi des périodes de chômage puis retrouvé un emploi. L'objectif est de mesurer le report d'activité ayant donné lieu à cotisation. Les règles de validation des trimestres de cotisation

sont ceux de la législation.³⁰

4.4.2 Résultats principaux

L'EIR permet ainsi de proposer de nouvelles estimations, à la fois en excluant les individus non touchés par la réforme de 1993 par le biais du chômage et des pre-retraites ainsi que les polypensionnés du secteur public qui ont pu déjà partir en retraite. On estime ces effets directement sur les trimestres cotisés (et donc travaillés). Ces estimations sont présentées au tableau 15 pour l'ensemble de l'échantillon et de façon séparée pour les hommes et les femmes, selon deux mesures de la durée de cotisation à 60 ans.

Le résultat de base est un coefficient de report de 0,67, légèrement plus élevé que le calcul approximatif de l'élasticité effectué dans Bozio (2006, 2008) qui se montait à 0,54. Cela correspond à un report effectif moyen de l'âge de cessation d'activité de 8 mois pour tout 12 mois supplémentaire. L'effet est plus fort si l'on retient la mesure de la durée de cotisation à 60 ans calculée à partir des DADS et fichiers Unedic, mais rappelons que cette mesure est susceptible d'erreur à la marge dès lors que nous ne disposons pas de la date exacte de validation des trimestres.

L'effet est nettement différencié pour les hommes et pour les femmes. Pour les premiers, le report est beaucoup plus proche de l'unité à près de 0,80 dans la première spécification, tandis que pour les secondes le report effectif est beaucoup plus faible à 0,42. La différence entre les trimestres cotisés et validés pour ce sous-groupe des salariés en emploi avant d'atteindre 60 ans est réel, mais relativement faible.

Ainsi sur le sous-échantillon des individus qui ont été véritablement touchés par la réforme de 1993 (qui ont dû faire face à un arbitrage revenu/loisir), le sous-report paradoxal souligné dans les travaux précédents n'en apparaît pas un. Une

³⁰A ce titre, il ne s'agit pas vraiment d'une mesure exacte du temps supplémentaire d'activité dès lors qu'une durée d'activité peut être inférieure à un trimestre tout en permettant la validation de celui-ci. Voir annexe B pour le détail.

large partie du paradoxe des données Cnav s'explique par la présence d'un groupe de polypensionnés du secteur public dont les incitations ne sont pas principalement déterminées par le régime général et ses réformes.

TAB. 15 – Élasticité de l'âge de cessation d'activité par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein

Variable	(1)	(2)	(3)
	Ensemble	Hommes	Femmes
	Coeff.	Coeff.	Coeff.
	(Écart-type)	(Écart-type)	(Écart-type)
R linéaire 1	0,67*** (0,11)	0,80*** (0,13)	0,42** (0,18)
R linéaire 2	0,90*** (0,10)	1,33*** (0,11)	0,44** (0,16)
Effets trimestre	oui	oui	oui
Effets génération	oui	oui	oui
N	8047	4906	4284
R ²	0,27	0,38	0,24
F	12,02	18,03	5,96
Degré de significativité :	* : 10%	** : 5%	*** : 1%

SOURCE : Calculs avec les données EIR 2001 et 2004. L'échantillon est restreint aux individus liquidant une pension normale de droit direct du régime général et étant repéré comme en emploi l'année précédant les 60 ans. On exclut aussi les polypensionnés du secteur public.

NOTE : La variable dépendante est l'âge de liquidation mesurée au mois près (mais exprimée en trimestres). Nous supposons un effet linéaire. La durée d'assurance à 60 ans est calculée dans la première ligne comme dans Bozio (2008) et dans la seconde ligne comme la durée d'assurance à la liquidation moins les trimestres validés repérés dans les données DADS/Unedic. On suppose aucune activité si l'individu est manquant dans ces fichiers. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

LECTURE : Les coefficients représentent l'effet de l'augmentation d'un trimestre supplémentaire de la durée requise de cotisation sur l'âge de cessation d'activité exprimé en trimestre (et calculé comme 60 ans plus le nombre de trimestres cotisés après 60 ans). Par exemple un effet de 0,8 correspond à une augmentation moyenne de 0,8 trimestres pour chaque trimestre supplémentaire requis.

Ces fortes élasticités pour les hommes ne devraient pas faire oublier l'effet plus large de la réforme de 1993. Si nous avons montré qu'en restreignant notre échantillon aux individus effectivement touchés par la réforme, les élasticités étaient relativement fortes, le nombre d'individus touchés est d'autant plus limité. Ainsi, parmi la génération 1938, les individus qui ont été touchés par la réforme de 1993, par leur durée d'assurance à 60 ans, leur situation en emploi à 60 ans, qui ont liquidé une pension normale et qui ne sont pas des polypensionnés du secteur public ne représentent que 2,3% de leur génération... Il est difficile de prétendre que ces individus soient représentatifs de l'ensemble de la population.

4.5 Autres approches complémentaires

4.5.1 La question du plafond de pension

La question du plafond de pension a été évoquée au début de cette étude comme une possibilité pour expliquer le sous-report (si des salariés à haut revenu n'étaient pas touché par la hausse de la durée requise étant déjà au maximum de pension).

Dans notre échantillon des pensions normales liquidées par les générations 1934 à 1938, seuls 32 observations sont dans ce cas. Les exclure de notre échantillon n'a aucun effet sur les coefficients estimés. On peut donc en conclure que cette piste d'explication du sous-report est définitivement à écarter.

4.5.2 Le statut matrimonial

Pour expliquer le sous-report relatif des femmes par rapport aux hommes, nous ne disposons pas d'information directement sur les droits à pension ou revenu des conjoints des femmes de l'échantillon. Nous avons par contre à disposition une information sur le statut matrimonial.

Si nous restreignons notre échantillon aux femmes mariées ou veuves nous trou-

vons un effet sur la durée cotisée faible (0,28 avec un écart-type de 0,18). L'effet sur les femmes séparées ou isolées est par contre de 0,85 (écart-type de 0,43). Cela renforce l'impression que les décisions de cessation d'activité des femmes sont étroitement liées à leur situation conjugale. Néanmoins, le nombre d'observation devenant très faibles pour ces sous-groupes, ces résultats peuvent être fragiles.³¹

³¹Nous n'avons que 645 observations de femmes en emploi à 60 ans soit séparées soit isolées. Les estimations sur le sous-groupe des célibataire - aussi très faible - donne des résultats également faibles et peu significatifs.

5 Conclusions

Cette étude a procédé à de nouvelles estimations de l'effet de l'augmentation de la durée de cotisation lors de la réforme de 1993 à l'aide des données de l'EIR. Elle complète et amende en partie nos travaux précédents sur les données administratives de la Cnav (Bozio 2006, Bozio 2008).

Un premier groupe de résultats est présenté qui vise à reproduire la méthodologie précédente à partir des données des EIR 2001 et 2004 sur un échantillon aussi similaire que possible. Les résultats sur les données de l'EIR sont très proches mais légèrement plus élevés que les données de la Cnav, avec en particulier un écart plus fort dans les réactions des hommes et des femmes. Parmi les explications possibles de ces différences est le fait que les données administratives de la Cnav incluent tous les retraités qui ont liquidé leur pension y-compris ceux qui sont décédés et qui sont exclus des EIR. Un effet d'auto-sélection pourrait ainsi expliquer un report plus fort dans les données EIR. Il est difficile de conclure de façon très catégorique sur ce point au vu des explications alternatives (différence en terme de générations incluses), mais l'hypothèse est intrigante.

Un second groupe de résultats a visé à reproduire la méthodologie précédente en faisant varier l'échantillon et en essayant de préciser certaines variables clés. Un important travail sur les données DADS, fichiers Unedic et fiches de paie de la fonction publique a permis de calculer une durée d'assurance à 60 ans plus précisément. Ce travail laisse pour autant d'autres zones d'incertitude, en particulier dans la prise en compte des individus hors du champ de ces fichiers, pour lesquels il est encore nécessaire de faire des hypothèses ou de les exclure de l'échantillon.

Plus éclairant a été la possibilité d'exclure de l'échantillon les individus qui bénéficient à 60 ans soit de système de préretraite, soit de chômage ou qui sont polypensionnés du secteur public (et qui ne sont donc pas touchés par la réforme

1993). Les polypensionnés du secteur public réagissent très faiblement aux modifications des incitations des règles de liquidation dans le régime général, à l'opposé non seulement des unipensionnés mais aussi des polypensionnés des régimes alignés.

En ajoutant le fait que les trimestres effectivement cotisés ont pu être distingués des trimestres validés, nous avons procédé à de nouvelles estimations, plus directes, de l'élasticité de l'âge de cessation d'activité à l'augmentation de la durée requise de cotisation. L'estimation de base de 0,67 correspond à une hausse de 8 mois pour tous les 12 mois supplémentaires requis. Ce chiffre est légèrement supérieur à notre estimation précédente de 0,54, réalisée par approximation. Ce coefficient moyen de 0,67 se divise en un report nettement plus fort pour les hommes (0,80) et plus faible pour les femmes (0,42).

Pour autant ces fortes élasticités (pour les hommes) ne doivent pas masquer le fait qu'elles sont estimées sur une partie très étroite de la population. Seule une petite minorité de la population liquidant une retraite au régime général a été effectivement touchée par la hausse de la durée de cotisation pour ces générations. Les individus qui ont du faire l'arbitrage loisir/revenu ont largement opté pour un report d'activité (largement moins dans le cas des femmes) mais il est difficile de prétendre que cette minorité est représentative de l'ensemble de la population. L'hétérogénéité structurelle des comportements de fin de carrière pourrait ainsi avoir des conséquences sur l'interprétation de ces mesures.

Ainsi si une hausse supplémentaire de la durée d'assurance est susceptible de toucher des individus proches de ceux qui ont été touchés jusqu'alors, ces mesures ne peuvent servir à une extrapolation de l'élasticité de l'offre de travail pour l'ensemble de la population. Une amélioration du marché du travail avant 60 ans (soit par la baisse du chômage ou la réduction des dispositifs de préretraite) amènerait aussi à modifier largement l'échantillon des salariés potentiellement touchés par l'augmentation de la durée d'assurance.

Ce travail met finalement en évidence l'importance de données interrégimes sur les retraites pour capturer la complexité des interactions des différents systèmes de retraite sur les comportements des salariés. L'importance pour cette évaluation des polypensionnés renforce ce sentiment. A ce titre la collecte de données administratives via l'EIR et l'EIC apparaît plus que jamais indispensable.

Poursuivre ces travaux sur les nouvelles générations liquidant leur retraite et faisant face aux nouvelles réformes des systèmes d'assurance vieillesse est enfin une piste prometteuse pour améliorer nos connaissances sur les comportements de départ en retraite et ce travail ne fait que souligner le chemin qui reste à parcourir pour obtenir une vision globale de ces comportements.

Annexes

A. Barèmes pour la validation de la durée d'assurance

TAB. 16 – Salaire validant un trimestre (1996-2008)

Années	Salaire validant un trimestre
2008	1 688 Euros
2007	1 654 Euros
2006	1 606 Euros
2005	1 522 Euros
2004	1 438 Euros
2003	1 366 Euros
2002	1 334 Euros
2001	8 404 FRF
2000	8 144 FRF
1999	8 044 FRF
1998	7 886 FRF
1997	7 582 FRF
1996	7 396 FRF

SOURCES : Cnav site de législation et barèmes, voir www.legislation.cnav.fr

TAB. 17: Salaire validant un trimestre dans le régime général (1948-1995)

Année	Métropole	Guadeloupe, Guyane et Martinique	Réunion
1995	7112,00 F	6484,00 F	6484,00 F
1994	6966,00 F	6226,00 F	6226,00 F
1993	6812,00 F	6090,00 F	6090,00 F
1992	6532,00 F	5612,15 F	5612,15 F
1991	6388,00 F	5379,07 F	5190,10 F
1990	5982,00 F	4987,02 F	4563,28 F
1989	5752,00 F	4795,17 F	4474,25 F
1988	5568,00 F	4641,43 F	4330,82 F
1987	5384,00 F	4448,82 F	4188,41 F
1986	5208,00 F	4341,64 F	4051,07 F
1985	4872,00 F	4062,51 F	3790,61 F
1984	4556,00 F	3797,89 F	3543,69 F

Suite de la page précédente ...

Année	Métropole	Guadeloupe, Guyane et Martinique	Réunion
1983	4058,00 F	3382,97 F	3156,56 F
1982	3630,00 F	2966,80 F	2768,20 F
1981	2958,00 F	2417,55 F	2215,40 F
1980	2586,00 F	2112,00 F	1897,50 F
1979	2262,00 F	1847,30 F	1627,10 F
1978	2012,00 F	1641,65 F	1417,50 F
1977	1788,00 F	1459,65 F	1236,25 F
1976	1578,00 F	1288,85 F	1071,40 F
1975	1350,00 F	1103,70 F	900,56 F
1974	1086,00 F	886,50 F	723,74 F
1973	910,00 F	743,15 F	606,29 F
1972	788,00 F	661,65 F	540,77 F
1971	437,50 F	437,50 F	437,50 F
1970	412,50 F	412,50 F	412,50 F
1969	387,50 F	387,50 F	387,50 F
1968	362,50 F	362,50 F	362,50 F
1967	325,00 F	325,00 F	325,00 F
1966	287,50 F	287,50 F	287,50 F
1965	250,00 F	250,00 F	250,00 F
1964	225,00 F	225,00 F	225,00 F
1963	200,00 F	200,00 F	200,00 F
1962	180,95 F	18095 AF	18095 AF
1961	180,95 F	18095 AF	18095 AF
1960	180,95 F	18095 AF	18095 AF
1959	18095 AF	18095 AF	18095 AF
1958	18095 AF	18095 AF	18095 AF
1957	18095 AF	18095 AF	18095 AF
1956	18095 AF	18095 AF	18095 AF
1955	16450 AF	16450 AF	16450 AF
1954	16450 AF	16450 AF	16450 AF
1953	14950 AF	14950 AF	14950 AF
1952	14950 AF	14950 AF	14950 AF
1951	13000 AF	8000 AF	8000 AF
1950	11250 AF	5625 AF	5625 AF
1949	8500 AF	3750 AF	3750 AF

Suite de la page précédente ...

Année	Métropole	Guadeloupe, Guyane et Martinique	Réunion
1948	1800 AF	1800 AF	900 CFA

SOURCES : Cnav site de législation et barèmes, voir www.legislation.cnav.fr

B. Utilisation des fichiers DADS, Unedic et Fonction publique

Cette annexe décrit les choix que nous avons opérés pour le traitement des données DADS, Unedic et Fonction publique dans l'appariement aux données EIR. On peut aussi se rapporter à l'annexe 3 de Bommier et alii (2004) pour suivre une méthodologie similaire sur les données EIR 1997.

Les fichiers DADS se présentent comme des fichiers avec des informations par année et par entreprise. Le montant du salaire brut annuel est donné ainsi que les dates des début et fin de rémunération. Nous avons d'abord calculé les salaires sous plafond en utilisant les informations sur la durée de la rémunération en appliquant le plafond de cotisation de façon proportionnelle (les durées de rémunération sont au maximum de 360 jours). Puis nous avons sommé les salaires brut sous plafond pour chaque année pour chaque individu afin d'obtenir le salaire porté au compte de l'individu. En utilisant les barèmes de l'annexe A, nous avons ensuite calculé le nombre de trimestres validés (non écartés) pour chaque année, que nous avons ensuite limité à 4 par année.

Pour déterminer le statut à 60 ans nous avons appliqué la règle suivante : est considéré en emploi dans les DADS l'individu qui dans le mois précédant son sixième anniversaire est considéré comme rémunéré par les dates de rémunération ou l'individu qui dans l'année de ses 60 ans a validé plus d'un trimestre de cotisation.

Les données de l'Unedic se présentent sous une forme différente, au sens où ce sont des périodes d'indemnisation ou de chômage non indemnisé qui sont détaillées par individu. Le premier travail consiste à constituer des périodes continues d'allocation par type d'allocation. En effet, une nouvelle observation est créée dans les fichiers Unedic pour chaque changement dans le taux d'indemnisation. Nous classons

ensuite les allocations selon le mode de validation de trimestres assimilés : chômage indemnisé, allocations de solidarité ou préretraite et chômage non indemnisé.³²

Pour chaque individu, chaque année et chaque type d'allocation, nous créons ensuite une variable déterminant le nombre de trimestres assimilés (soit 60 jours de chômage indemnisé, soit 50 jours d'allocation de préretraite ou d'allocation de solidarité pour chaque trimestre). Le nombre de trimestres est limité à 4 par année, sauf pour le chômage non indemnisé dont les règles précisent une limite d'un an pour les moins de 55 ans ou ceux qui ont moins de 20 ans de durée d'assurance.

Pour mesurer le statut à 60 ans avec les fichiers de l'Unedic, nous considérons l'individu comme chômeur ou retraité si une période d'allocation ou de chômage indemnisé est répertoriée dans le mois qui précède les soixante ans.

Pour les fichiers de paie de la Fonction publique, nous calculons le nombre de trimestres validés selon le nombre de quinzaines nécessaires pour obtenir un trimestre. Les règles dans la Fonction publique sont en réalité moins exigeantes que cela, au sens où un seul jour d'activité permet de valider un trimestre (lorsque c'est le dernier). Pour le statut à 60 ans dans la Fonction publique, nous utilisons le fait que l'individu soit répertorié dans les fichiers de paie avec une condition d'emploi à temps complet ou temps partiel.

C. Coefficients des indicatrices trimestres

Le tableau 18 reproduit les coefficients des indicatrices trimestres entre 120 et 180 trimestres de l'estimation principale de cette étude (correspondant au tableau 15).

TAB. 18: Coefficients des indicatrices de trimestre

Durée d'assurance	Coef.	Coef. (en année)	Ecart-type	T
120	6,66	1,66	3,14	2,12
121	6,59	1,65	3,11	2,12
122	7,32	1,83	3,16	2,32
123	6,74	1,69	3,03	2,23
124	9,98	2,49	3,11	3,21

³²Nous avons inclus les allocations de formation dans la catégorie allocation de solidarité, mais nous n'avons pas pu trouver la confirmation de leur mode de validation.

Suite de la page précédente ...

Durée d'assurance	Coef.	Coef. (en année)	Ecart-type	T
125	9,90	2,47	3,19	3,11
126	10,51	2,63	3,10	3,39
127	7,78	1,95	3,01	2,59
128	5,04	1,26	3,09	1,63
129	7,15	1,79	3,24	2,20
130	11,56	2,89	3,06	3,78
131	7,82	1,95	2,96	2,64
132	8,78	2,20	3,07	2,86
133	7,04	1,76	3,15	2,24
134	9,14	2,28	3,10	2,95
135	7,34	1,84	2,97	2,47
136	7,65	1,91	3,06	2,50
137	6,06	1,51	3,07	1,97
138	5,08	1,27	3,05	1,66
139	6,08	1,52	2,95	2,06
140	4,88	1,22	3,03	1,61
141	4,49	1,12	3,02	1,49
142	5,03	1,26	2,97	1,69
143	5,54	1,38	2,94	1,88
144	3,75	0,94	2,98	1,26
145	3,48	0,87	2,98	1,17
146	1,18	0,30	3,02	0,39
147	4,10	1,03	2,92	1,40
148	1,53	0,38	2,96	0,52
149	1,98	0,50	2,95	0,67
150	0,51	0,13	2,97	0,17
151	-0,45	-0,11	2,91	-0,15
152	-0,18	-0,04	2,94	-0,06
153	0,68	0,17	2,93	0,23
154	-0,56	-0,14	2,92	-0,19
155	-1,64	-0,41	2,89	-0,57
156	-0,94	-0,23	2,91	-0,32
157	-0,21	-0,05	2,92	-0,07
158	-1,14	-0,28	2,93	-0,39
159	-0,97	-0,24	2,89	-0,33
160	-0,68	-0,17	2,91	-0,24
161	-1,77	-0,44	2,91	-0,61

Suite de la page précédente ...

Durée d'assurance	Coef.	Coef. (en année)	Ecart-type	T
162	-0,41	-0,10	2,92	-0,14
163	-1,10	-0,28	2,89	-0,38
164	-2,13	-0,53	2,90	-0,74
165	-0,61	-0,15	2,92	-0,21
166	-1,59	-0,40	2,92	-0,54
167	-1,13	-0,28	2,88	-0,39
168	-2,10	-0,53	2,88	-0,73
169	-2,31	-0,58	2,91	-0,80
170	-1,70	-0,42	2,91	-0,58
171	-2,06	-0,52	2,88	-0,72
172	-2,00	-0,50	2,90	-0,69
173	-1,91	-0,48	2,91	-0,66
174	-2,36	-0,59	2,91	-0,81
175	-2,31	-0,58	2,88	-0,80
176	-1,57	-0,39	2,92	-0,54
177	-2,46	-0,62	2,90	-0,85
178	-1,93	-0,48	2,91	-0,66
179	-2,61	-0,65	2,89	-0,90
180	-2,11	-0,53	2,91	-0,72

Références

- Alesina, A., Glaeser, E. et Sacerdote, B. (2005), ‘Work and leisure in the US and Europe : Why so different ?’, *NBER macroeconomic annual* .
- Blanchet, D. et Pelé, L.-P. (1999), Social Security and Retirement in France, *in* J. Gruber et D. Wise, eds, ‘Social Security and Retirement around the World’, NBER/The University of Chicago Press.
- Blundell, R. et Macurdy, T. (1999), Labor Supply : A Review of Alternative Approaches, *in* O. Ashenfelter et D. Card, eds, ‘Handbook of Labor Economics’, Vol. 3, North Holland, pp. 1559–1695.
- Blundell, R., Macurdy, T. et Meghir, C. (2007), Labor Supply Models : Unobserved Heterogeneity, Nonparticipation and Dynamics, *in* J. Heckman et E. Leamer, eds, ‘Handbook of Econometrics’, Vol. 6A, North Holland, pp. 4667–4775.
- Bommier, A., Magnac, T., Rapoport, B. et Roger, M. (2004), ‘Etude de l’impact des politiques publiques sur l’offre de travail des travailleurs âgés’, *Rapport à la DREES* .
- Bozio, A. (2006), Réforme des retraites : estimations sur données françaises, Thèse de doctorat, EHESS Paris.
- Bozio, A. (2008), How Elastic is the Response of the Retirement-Age Labor Supply ? Evidence from the 1993 French Pension Reform, *in* G. de Menil, P. Pestieau et R. Fenger, eds, ‘Pension strategies in Europe and the United States’, MIT press, pp. 37–85.
- Burricand, C. et Roth, N. (2000), ‘Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : l’impact du cadre institutionnel’, *Économie et Statistique* (335), 63–79.
- Cnav (2002), ‘Réforme de l’assurance vieillesse - suivi du niveau des pensions’.
- Colin, C., Iéhlé, V. et Mahieu, R. (2000), ‘Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé’, *Solidarité et Santé* (3), 9–27.
- Conseil d’orientation des retraites (2007), *Retraites : 20 fiches d’actualisation pour le rendez-vous de 2008. Cinquième rapport*, La documentation française.

- Crawford, C., Dearden, L. et Meghir, C. (2007), ‘When you are born matters : the impact of date of birth on child cognitive outcomes in England’, *The Institute for Fiscal Studies* .
- Grenet, J. (2008), Date de naissance, trajectoires scolaires et vie professionnelle. Une évaluation sur données françaises, Thèse de doctorat, EHESS Paris.
- Gruber, J. et Wise, D. (1999), *Social Security and Retirement around the World*, NBER/The University of Chicago Press.
- Prescott, E. (2004), ‘Why Do Americans Work So Much More than Europeans?’, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* **28**(1), 2–13.
- Rapoport, B. (2006*a*), ‘Age de départ souhaité, âge de départ prévu et libertés de choix en matière d’âge de départ à la retraite’, *Dossiers Solidarité et Santé* **3**.
- Rapoport, B. (2006*b*), ‘Les incitations financières influent-elles sur les intentions de départ en retraite des salariés de 55 à 59 ans?’, *Dossiers Solidarité et Santé* **3**.

Liste des tableaux

1	Changement du taux de remplacement à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1934 (en points de pourcentage).	13
2	Changement du taux de remplacement à la suite de la réforme de 1993 - Génération 1936 (en points de pourcentage).	14
3	Comparaisons des EIR 2001 et 2004 pour la réforme de 1993	26
4	Données descriptives sur l'échantillon	33
5	Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : ensemble des pensions normales .	37
6	Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : femmes uniquement	41
7	Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : hommes uniquement	42
8	Individus touchés par la réforme selon différentes mesures	50
9	Description du fichier fusionné EIR-EIC	51
10	Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : ensemble des pensions normales .	53
11	Statut dans le mois avant les 60 ans (génération 1938)	55
12	Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : ensemble des pensions normales .	57
13	Polypensionnés du régime général	58
14	Élasticité de l'âge de liquidation par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein : uni- et polypensionnés du régime général	60
15	Élasticité de l'âge de cessation d'activité par rapport à la durée de cotisation requise pour obtenir le taux plein	63
16	Salaire validant un trimestre (1996-2008)	69
17	Salaire validant un trimestre dans le régime général (1948-1995) . . .	69
18	Coefficients des indicatrices de trimestre	72

Table des figures

1	Trimestres après 60 ans nécessaires pour obtenir le taux plein	16
2	Modification du barème de retraite avec la réforme de 1993	17
3	Âge moyen de liquidation par génération et par durée de cotisation à 60 ans	21
4	Âge moyen de liquidation par génération	32
5	Distribution de la durée d'assurance à 60 ans par sexe	34
6	Âge moyen de liquidation par génération et selon la durée d'assurance à 60 ans	36
7	Âge moyen de liquidation selon la durée d'assurance à 60 ans par génération et par sexe	39
8	Âge moyen de liquidation par génération dans le régime général	59