

La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance

Antoine Bozio*

La réforme des retraites du régime général en 1993 avait instauré une augmentation de 37,5 ans à 40 ans de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein. Cette augmentation a été progressive, au rythme d'un trimestre supplémentaire par génération, à partir de la génération 1934 jusqu'à la génération 1943. L'objectif de la réforme était d'inciter les salariés à repousser leur départ en retraite en rendant plus exigeante la condition de durée d'assurance.

L'impact de l'augmentation de la durée d'assurance sur l'âge de liquidation et sur les trimestres effectivement cotisés après 60 ans est étudié à l'aide des variations par génération et selon la durée d'assurance à 60 ans que crée incidemment la mise en place progressive de la réforme. Les résultats suggèrent que, pour les individus en emploi à 60 ans qui, en raison de l'augmentation de la durée d'assurance, ont été véritablement placés devant un arbitrage entre poursuite de l'activité et départ en retraite avec une décote, les reports de cessation d'emploi sont significatifs. Ils sont forts pour les hommes, avec un report de neuf mois pour toute année supplémentaire d'assurance requise et plus faibles pour les femmes, avec un report de cinq mois.

Cette mesure de l'élasticité de l'offre de travail à la durée d'assurance requise pour atteindre le taux plein ne doit pas faire l'objet de généralisation abusive : seule une petite minorité de salariés ont réellement été touchés par l'augmentation de la durée d'assurance instaurée par la réforme. De plus ils ne sont pas forcément représentatifs de l'ensemble des retraités, et *a fortiori* des futurs retraités.

* Antoine Bozio est chercheur à l'Institute for Fiscal Studies (IFS) à Londres. Cette étude a bénéficié du soutien de la Dares dans le cadre de l'appel à projet « Gestion des âges, changements technologiques et travailleurs vieillissants (Bozio 2009), de l'accès aux données par la Drees et des commentaires de nombreuses personnes, et en particulier, Patrick Aubert, Didier Blanchet, Carine Burricand, Dominique Goux, Jean-Michel Hourriez, Nicole Roth et Béatrice Sédillot.

Depuis le début des années 1990, « la réforme des retraites » est une question récurrente du débat politique français. L'équilibre financier des régimes de retraite fait face en effet à deux chocs démographiques : l'augmentation continue de l'espérance de vie et l'arrivée à l'âge de la retraite des générations nombreuses du baby boom. Parmi les différentes options possibles (1) dans le cadre d'une réforme paramétrique, une mesure est particulièrement importante dans le contexte français : la hausse de la « durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein ». Elle a été mise en pratique pour la première fois dans le secteur privé lors de la réforme Balladur de 1993, mise en exergue par le rapport Charpin en 1999, généralisée à la Fonction publique par la réforme Fillon en 2003. Enfin une hausse progressive a été confirmée en 2008 pour les secteurs public et privé (2).

L'objectif affiché de cette mesure est d'inciter au report de l'âge de la retraite, entendu comme le report de la cessation d'activité. En jouant sur ce paramètre, les pouvoirs publics espèrent à la fois réduire la croissance des dépenses (par une réduction de l'augmentation de la durée en retraite) et augmenter les recettes (par une augmentation de l'emploi et des cotisations). L'efficacité d'une telle réforme dépend de nombreux facteurs dont les principaux sont la façon dont les salariés réagissent à cette incitation au report et la façon dont le marché du travail s'ajuste à la modification des flux de départ en retraite. L'objet de la présente étude est de documenter les comportements des salariés qui font face, en raison de l'augmentation de la durée d'assurance 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, d'un point de vue académique tout autant que pour les politiques publiques. Pour les pouvoirs publics, cette mesure indique s'il existe une marge de manœuvre pour la poursuite de la hausse de la durée d'assurance 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 autour de l'impact des incitations financières sur les comportements d'offre de travail. Sur données individuelles, les économistes du travail estiment des élasticités à la marge intensive relativement faibles, sauf pour les femmes mariées (Blundell et MaCurdy, 1999) et des élasticités à la marge extensive plus fortes (Eissa et Liebman, 1996). À l'in-

verse sur des données en coupe internationales, les macroéconomistes estiment des élasticités globales très fortes (Prescott, 2004) mais fortement débattues (Alesina *et al.*, 2005). Il semble aujourd'hui que la compréhension des entrées et des sorties du marché du travail explique en partie cet écart. La mesure de l'offre de travail y est plus difficile mais est essentielle à l'explication de fortes élasticités au niveau macroéconomique. Analyser précisément la réaction des salariés aux changements d'incitation au départ en retraite plus de 15 ans après la promulgation de 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, en fonction soit des conditions du marché du travail (Colin *et al.*, 2000 ; Burricand et Roth, 2000), soit des incitations financières (Rapoport, 2006a ; Magnac *et al.*, 2006). Les travaux récents de Rapoport (2006b) 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, de cet impact. Avec l'introduction d'une plus grande variation des incitations au report lors de la réforme de 2003 – qui a baissé le niveau de la décote et mis en place une surcote – la bonne mesure des élasticités de l'offre de travail des salariés âgés est cruciale pour former un jugement sur les réformes récentes et celles envisagées pour l'avenir.

Réaliser des estimations *ex post* des réformes des retraites présente pourtant des difficultés pratiques majeures. Le fait qu'il faille généralement plusieurs années à ces réformes pour porter leurs effets constitue une première difficulté. C'est particulièrement le cas pour la réforme Balladur, qui a été votée en 1993, a commencé à s'appliquer en 1994 pour finir sa mise en place progressive en 2008 (cf. encadré 1). Les générations touchées en 2008 n'auront pris entièrement leur retraite qu'en 2013-2014. De tels délais sont difficilement concevables pour le

1. Il existe en effet de multiples paramètres dans chaque régime de retraite susceptibles d'être modifiés : le taux de cotisation, l'âge minimum de liquidation, l'âge d'obtention du taux plein, le niveau de la décote, de la surcote, la définition du salaire de référence, les règles de validation des trimestres d'assurance, etc.

2. En 2003, la réforme Fillon annonce une hausse de la durée requise d'assurance pour le secteur public et pose le principe d'une augmentation de la durée requise d'assurance proportionnelle à l'augmentation de l'espérance de vie. En 2008, la hausse progressive de 160 à 164 trimestres de la durée d'assurance est confirmée.

Encadré 1

LA RÉFORME DES RETRAITES DE 1993

Le système de retraite français est caractérisé par la multitude des caisses de retraite et par la complexité 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. La réforme des retraites dite « réforme Balladur », votée en juillet 1993, concerne la modification des droits à pensions dans le « régime général », gérés par la Caisse nationale de l'assurance vieillesse (Cnav). Outre les salariés du secteur privé, les indépendants issus des régimes alignés (artisans et commerçants) sont aussi touchés par la réforme. Les régimes de retraite complémentaires des salariés du privé, l'Association générale des institutions de retraite des cadres (Agirc) et l'Association pour le régime de retraite complémentaire des salariés (Arrco) n'ont pas été directement affectés par la réforme de 1993. Néanmoins, ces régimes offrent des pensions dont le niveau dépend de l'obtention ou non du taux plein dans le régime de base. Même non concernées directement par la réforme de 1993, les pensions servies par ces régimes vont de fait être modifiées par celle-ci.

La formule définissant le niveau de pension P dans le régime général dépend de trois paramètres : le taux de pension τ , le salaire de référence W_{ref} et le coefficient de proratisation (second terme de l'équation (1)). Ce dernier correspond au ratio de la durée cotisée dans le régime D_1 , et de la durée de proratisation N_1 , fixée

à 150 trimestres - avant comme après la réforme de 1993.

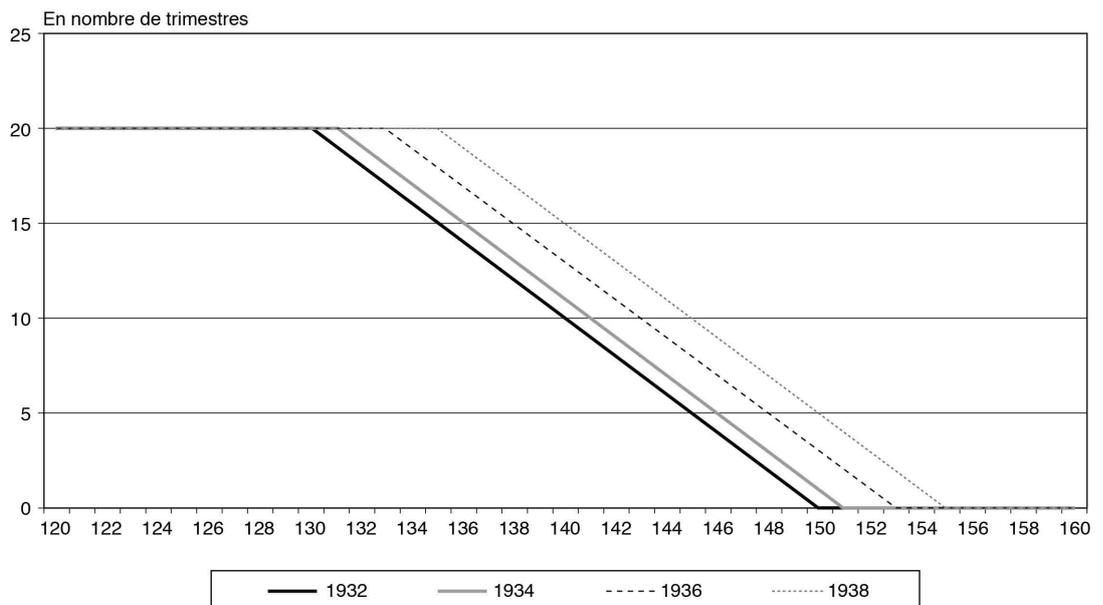
$$P = \tau \times \min \left\{ 1, \frac{D_1}{N_1} \right\} \times W_{ref} \quad (1)$$

On définit habituellement le « taux plein » lorsque le taux de pension τ atteint le taux de référence de 50 %. Le taux de pension τ dépend à son tour de différents paramètres, dont l'âge AGE , la durée d'assurance tous régimes D_2 , la durée d'assurance requise pour le taux plein N_2 et le niveau de décote δ . L'équation (2) décrit la formule définissant le taux de pension : le taux plein est acquis si le salarié peut justifier de la durée requise d'assurance tous régimes ou s'il atteint 65 ans. Pour chaque trimestre manquant soit par rapport à cette durée d'assurance cible, soit par rapport à 65 ans, le taux de pension est réduit par le niveau de la décote. En 1993 (et jusqu'en 2003), la décote est de 10 % par année manquante, soit une pénalité relativement élevée.

$$\tau = 0,50 \times \left[1 - \delta \times \max \left\{ 0, \min \left[(65 - AGE), \frac{N_2 - D_2}{4} \right] \right\} \right] \quad (2)$$

La réforme de 1993 a consisté en trois grandes mesures. La première consiste en l'augmentation de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein. La réforme de 1993 ne modifie pas N_1 (toujours à 150 trimestres) mais augmente N_2 de 150 à 160 trimestres, soit de 37,5 à 40 ans. La mise en place de la réforme

Trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein après 60 ans



Lecture : 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) nécessaires pour obtenir le taux plein, selon l'année de naissance. →

décideur qui doit s'en remettre aux évaluations *ex ante*.

La deuxième difficulté réside dans la disponibilité de données adéquates à de telles évaluations. Les enquêtes classiques de l'Insee, comme l'enquête *Emploi*, ne permettent pas de mesurer les variables clés que sont 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. Lors de travaux précédents (Bozio, 2006, 2008), ce problème avait été contourné en utilisant les données administratives de la Cnav (3) exhaustives et très précises. En revanche, le faible nombre de variables qu'elles fournissent ne permet pas d'estimer précisément l'hétérogénéité des réactions comportementales ni les effets de la complexité du système de retraite. En particulier, les données administratives de la Cnav ne donnent pas d'informations directes sur la date de cessation d'activité qui peut différer de l'âge de liquidation de la retraite de façon substantielle. Les individus peuvent avoir subi des aléas de carrière (maladie, chômage, préretraites ou autre) qui les conduisent à cesser leur activité

plusieurs années 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 sur les comportements des préretraités et des chômeurs, sans pour autant pouvoir vérifier ces hypothèses directement.

La troisième difficulté est la possibilité d'identifier l'effet causal de la modification des incitations du système de retraite. Les comportements de cessation d'activité peuvent en effet être liés à de nombreuses tendances comme l'évolution du marché du travail, l'augmentation générale du niveau de vie ou des modifications structurelles des carrières. Par exemple, l'augmentation sur le long terme de la participation des femmes au marché du travail peut changer les comportements moyens de départ, des femmes, mais aussi des hommes si les décisions de départ sont en partie communes au sein du couple. À législation du système de retraite inchangée, on

3. Les données Cnav auxquelles il est fait référence ici sont les données *activ5* dont l'accès est public, à la différence des données individuelles de la Cnav, qui offrent davantage d'information.

Encadré 1 (suite)

est progressive au rythme d'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 de 151 trimestres, la génération 1935 de 152, etc. 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.

En pratique, l'augmentation de la durée requise d'assurance ne touche pas ceux qui arrivent à 60 ans avec une durée d'assurance soit trop faible soit trop forte (cf. graphique). Cet effet vient du fait que la formule de pension fait dépendre le taux plein à la fois de l'âge et de la durée d'assurance : pour ceux qui parviennent à 60 ans avec un faible nombre de trimestres d'assurance (moins de 131), la durée requise d'assurance n'a aucun impact sur le niveau de pension car celui-ci est entièrement déterminé par l'âge de liquidation (cf. équation (2)). De même, ceux qui bénéficient dès 60 ans d'une durée d'assurance supérieure à la durée requise ne sont pas touchés.

La deuxième mesure de la réforme de 1993 modifie le calcul du salaire de référence, W_{ref} , qui passe de la moyenne des 10 meilleures années à la moyenne des 25 meilleures. La mise en place est aussi pro-

gressive au rythme d'une année par génération, pour les générations 1934 à 1948. 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 une baisse du niveau des pensions. La Cnav (2002) a ainsi calculé 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. 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, par exemple, qu'au sein de la génération 1934 tout le monde a été touché par la modification du calcul du salaire de référence, qui passe des 10 aux 11 meilleures années.

Enfin, dernière mesure, la revalorisation des pensions et des salaires portés au compte est fixée sur l'indice des prix et non plus sur la progression des salaires. Cette mesure ne fait qu'entériner dans la loi un fait appliqué de façon réglementaire depuis 1987. Elle contribue néanmoins à la baisse progressive du taux de remplacement effectif puisque la pondération par les prix réduit la valeur des anciennes années dans le calcul du salaire de référence.

est ainsi en droit d'attendre des modifications des comportements de départ potentiellement très difficiles à prendre en compte.

La présente étude utilise les variations que crée incidemment la modification de la formule des pensions pour estimer l'effet causal de l'augmentation de la durée d'assurance. Elle repose sur l'exploitation des données administratives des Échantillons interrégimes de retraités (EIR) appariés aux bases de données DADS, aux fichiers Unedic et aux fichiers de paie de la Fonction publique. La méthodologie est appliquée aux premières générations concernées par la réforme des retraites (nées entre 1934 et 1938) afin de disposer de données sur des générations complètes, c'est-à-dire ayant entièrement liquidé leur retraite. Pour ces générations, l'augmentation de la durée requise d'assurance reste limitée à quelques trimestres et circonscrite à une minorité de salariés. La mesure a donc eu mécaniquement un effet limité sur l'âge moyen de cessation d'activité. À l'inverse, pour la minorité de salariés qui, en raison de la réforme, a dû faire face à un arbitrage loisir/revenu – c'est-à-dire choisir entre décaler sa cessation d'activité ou accepter une réduction du niveau de pension – les réactions sont nettement plus fortes, avec une élasticité de 0,8 pour les hommes et 0,5 pour les femmes. Cette forte réaction ne peut cependant être généralisée sans précaution, les salariés de ces générations touchés par l'augmentation de la durée requise d'assurance n'étant pas forcément représentatifs de la population dans son ensemble, ni en particulier des futures générations de retraités.

Avantages et limites des données utilisées

Cette étude repose sur l'exploitation des vagues successives de l'Échantillon interrégime de

retraités (EIR). Cette base de données, de source administrative, réalisée par la direction de la Recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) du ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé, a été la première tentative de dépassement de la complexité administrative du système de retraite français. L'échantillon est représentatif de la population des retraités et couvre l'ensemble des régimes de retraite obligatoires en France. Cinq vagues de l'EIR sont aujourd'hui disponibles : 1988, 1993, 1997, 2001 et 2004, les deux dernières étant utilisées dans cette étude. L'EIR 2001 donne des informations sur les retraités présents au 31 décembre 2000 (sur leur situation au premier semestre 2001) tandis que l'EIR 2004 représente l'ensemble des retraités de 54 ans et plus au 31 décembre 2004. 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, tandis que les générations 1934, 1936, 1938, 1940 et 1942, le sont progressivement (cf. tableau 1).

Il apparaît clairement qu'il est nécessaire d'avoir au moins à disposition les deux années d'enquête pour espérer mesurer l'effet de la réforme de 1993 sur les générations 1934, 1936 et 1938. Les générations 1940 et 1942 sont encore trop incomplètes en 2004 pour que l'on puisse les comparer directement. Pour autant, se limiter à l'EIR 2004 pour les générations 1932 et 1934 présente 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 gar-

Tableau 1
Génération touchées par la réforme de 1993 dans les EIR

En %

Année de naissance	Âge dans l'EIR 2001	Âge dans l'EIR 2004	Durée d'assurance supplémentaire pour obtenir le taux plein
1930	70	74	Aucun trimestre supplémentaire
1932	68	72	Aucun trimestre supplémentaire
1934	66	70	+1 trimestre
1936	64	68	+3 trimestres
1938	62	66	+5 trimestres
1940	60	64	+7 trimestres
1942	58	62	+9 trimestres

der un échantillon aussi large que possible sur toutes les générations concernées. Les retraités nés hors de France, étant exclus de l'EIR 2001, ne seront donc pas pris en compte dans cette étude (4).

Les données de l'EIR sont très complètes pour les informations nécessaires au calcul des droits de pension. On dispose ainsi pour chaque individu, et pour chacun de ses régimes de retraite, de l'âge de liquidation, de la durée d'assurance, du nombre de points, etc. Il manque cependant deux informations essentielles : la première concerne la situation sur le marché du travail. L'âge de liquidation n'est généralement pas équivalent à l'âge de cessation d'activité qui est la véritable variable d'intérêt. La seconde est relative à la situation des conjoints qui peuvent influencer les comportements de départ. Ce dernier point ne peut pas être éclairci avec les données à disposition mais il est important de le garder à l'esprit pour interpréter les résultats, en particulier les différences homme-femme.

Afin de mesurer l'âge de cessation d'activité, il est possible d'utiliser l'information disponible dans les fichiers DADS, Unedic et Fonction publique qui peuvent être appariés avec les données EIR 2001 et 2004. Ces données ont néanmoins leurs limites. D'abord seul l'EIR 2004 peut être apparié avec les fichiers de paie de la Fonction publique, ce qui ne permet pas de couvrir complètement toutes les générations. Ensuite, toutes les validations de cotisation ne peuvent pas être reconstituées complètement avec ces fichiers. 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. Enfin ces fichiers nécessitent un retraitement afin de pouvoir être utilisés comme source d'information sur les trimestres validés entre 60 ans et l'âge de départ en retraite. On calcule ainsi pour chaque année les trimestres cotisés ou validés selon les règles en vigueur et on en déduit pour chaque individu un nombre de trimestres entre l'âge de 60 ans et celui de la liquidation dans le régime général (5).

Un des problèmes majeurs de l'utilisation de ces données est l'existence d'une large part de données manquantes, c'est-à-dire d'individus qui ne se retrouvent ni dans les fichiers DADS, ni dans les fichiers Unedic, ni dans ceux de la Fonction publique. Une des difficultés consiste alors dans la bonne interprétation de ces don-

nées manquantes, entre l'inactivité ou le simple hors-champ (indépendants, etc.).

Qui est concerné par l'augmentation de la durée d'assurance ?

Afin de mettre en pratique la stratégie d'estimation (cf. encadré 2), il est nécessaire de pouvoir identifier à chaque génération les personnes affectées par l'augmentation de la durée requise d'assurance. Il faut pour cela disposer d'une mesure de la durée d'assurance à 60 ans. Si l'on disposait de la mesure fiable des droits accumulés par les salariés à tout instant, une telle mesure ne poserait pas de problèmes. L'échantillon interrégime de cotisants (EIC), constitué en parallèle des EIR pourrait en théorie correspondre à ce besoin. En pratique, plusieurs éléments empêchent l'utilisation de l'EIC 2001 – le seul disponible actuellement – pour la mesure de la durée d'assurance à 60 ans : un certain nombre de trimestres ne sont connus qu'à la liquidation (et donc non reportés dans l'EIC) et par ailleurs les générations concernées dans cette étude ont des débuts de carrière manquants dans cet échantillon. Pour pallier ce manque d'information, nous avons procédé par rétropolation. Nous disposons, grâce à l'EIR, de données sur la durée d'assurance au moment de la liquidation : il est possible d'en déduire le nombre de trimestres à 60 ans, si l'on dispose d'une mesure du nombre de trimestres validés entre 60 ans et l'âge de liquidation. Deux méthodes ont été utilisées pour effectuer cette mesure : soit en supposant que tous les trimestres entre 60 ans et l'âge de liquidation sont validés, soit en utilisant les données DADS et les fichiers Unedic pour mesurer les trimestres ainsi validés. Aucune de ces méthodes n'est foncièrement satisfaisante : tous les trimestres validés ne sont pas présents dans les DADS et les fichiers Unedic et, à l'inverse, il est possible de ne pas valider de trimestres mais de repousser l'âge de liquidation jusqu'au moment où la condition d'assurance disparaît au profit d'une condition d'âge (cf. en annexe 2 les résultats de ces deux méthodes). Les résultats suivants reposent uniquement sur la première mesure, qui nous semble la plus fiable (6).

4. Ils sont inclus dans l'EIR 2004.

5. Nous renvoyons le lecteur à l'annexe 1 pour le détail de ces traitements et pour les choix qui ont été faits quant à l'identification des trimestres validés.

6. L'essentiel du problème de la première mesure vient des reports de liquidation, en inactivité, en particulier féminin. L'annexe 2 présente les résultats selon les deux mesures et ils sont faiblement différents pour les femmes et peu crédibles pour les hommes. L'annexe 1 présente les règles et les difficultés pratiques pour mesurer les trimestres validés et cotisés à partir des données DADS et des fichiers Unedic.

MÉTHODOLOGIE

L'objectif de cette étude est de mesurer l'impact de l'augmentation de la durée requise d'assurance sur les comportements de liquidation et d'offre de travail des salariés. Elle reprend la méthodologie développée par Bozio (2006, 2008) sur les données administratives de la Cnav. L'idée est de considérer la réforme de 1993 comme une expérience naturelle dont la mise en place progressive a induit des variations dans la modification du barème. Certains salariés vont se trouver touchés par l'augmentation de la durée d'assurance, ce sera le groupe de traitement, quand d'autres, avec des caractéristiques très proches, ne vont pas voir leurs incitations à repousser leur départ modifiées (groupe de contrôle). Contrairement à une expérience naturelle classique, où les groupes de traitement et de contrôle sont observés avant et après la réforme, la méthodologie de cette étude repose sur la comparaison de générations différentes, touchées de façon variable par la réforme.

Par exemple, un individu né en 1934 et qui parvient à 60 ans avec 151 trimestres d'assurance bénéficiera du taux plein dès ses 60 ans (groupe de contrôle). Si un individu 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 (groupe de traitement). 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 d'assurance purgée des effets de durée de carrière et des effets de génération. À ce niveau, la méthodologie est celle des doubles différences. Une estimation de l'impact de l'augmentation de la durée requise d'assurance pourrait être réalisée par la régression (3) sur un échantillon de retraités nés en 1933 ou 1934, avec une durée d'assurance à 60 ans de 150 ou 151 trimestres :

$$AGE_i = \alpha + \beta 1(GEN_i = 1934) + \gamma 1(TRIM_i = 150) + \delta 1(GEN_i = g) \times 1(TRIM_i = 150) + \epsilon \quad (3)$$

L'âge de départ en retraite (liquidation ou cessation d'activité) AGE_i d'un individu i est régressé sur une indicatrice de génération GEN_i , une indicatrice de la durée d'assurance à 60 ans $TRIM_i$ et l'interaction de la génération et de la durée d'assurance à 60 ans. Les individus nés en 1934 avec 150 trimestres d'assurance à 60 ans sont ainsi considérés comme le groupe de traitement post-réforme (la génération servant de variation temporelle) et le coefficient δ capture l'effet de la réforme. Cette estimation a été réalisée sur les données administratives de la Cnav (Bozio 2006, 2008) mais n'est pas reproductible sur les données des EIR où les échantillons sont trop réduits.

Il est pourtant possible d'utiliser plus amplement les variations induites par la réforme. En effet, chaque génération fait face à une durée d'assurance requise pour le taux plein différente, croissante au fil des générations. L'application progressive de la réforme de 1993 offre alors une double variation, génération et durée d'assurance à 60 ans, qui permet d'identifier l'effet de l'augmentation de la durée requise d'assurance sur l'ensemble de l'échantillon.

On peut ainsi réécrire l'équation (3) pour l'ensemble des durées d'assurance et des générations en introduisant des indicatrices pour chaque génération et chaque durée d'assurance :

$$AGE_i = \alpha + \sum_g \beta_g 1(GEN_i = g) + \sum_t \gamma_t 1(TRIM_i = t) + \sum_g \sum_t \delta_{gt} 1(GEN_i = g) \times 1(TRIM_i = t) + \zeta X_i + \epsilon \quad (4)$$

L'âge de départ AGE_i d'un individu i dépend de sa génération GEN_i et de sa durée d'assurance à 60 ans $TRIM_i$, ainsi que le fait d'être ou non touché par l'augmentation de la durée d'assurance lors de la réforme de 1993, capturé par l'interaction de la génération et de la durée d'assurance à 60 ans, et d'autres variables de contrôle X_i comme le sexe.

On peut simplifier les interactions d'indicatrices de l'équation (4) en les remplaçant par une variable R_i égale au nombre de trimestres nécessaires pour valider le taux plein en raison de la réforme de 1993. Par exemple ($R_i = 1$) si l'individu est de la génération 1934 avec entre 131 et 150 trimestres d'assurance à 60 ans ou s'il appartient à la génération 1935 avec entre 132 et 151 trimestres d'assurance à 60 ans, etc. Une telle spécification impose ainsi un effet similaire de l'augmentation d'un trimestre de durée d'assurance quelle que soit la génération ou la durée d'assurance à 60 ans. Elle impose en outre un effet linéaire entre une augmentation d'un, deux ou trois trimestres d'assurance supplémentaire. On estime alors l'équation (5) :

$$AGE_i = \alpha + \sum_g \beta_g 1(GEN_i = g) + \sum_t \gamma_t 1(TRIM_i = t) + \delta R_i + \zeta X_i + \epsilon \quad (5)$$

L'interprétation du coefficient δ comme l'effet d'une augmentation de la durée d'assurance nécessaire pour obtenir le taux plein repose néanmoins sur plusieurs hypothèses : premièrement, il est nécessaire que la durée d'assurance à 60 ans soit indépendante de la réforme. S'il existe une réaction des salariés avant 60 ans ou une manipulation de la durée d'assurance reportée à 60 ans, alors la stratégie d'identification ne sera pas robuste. Pour les générations étudiées dans cette étude, qui ont eu peu de temps pour modifier leur carrière en anticipation de la modification de la durée d'assurance requise, une telle hypothèse est crédible. Elle le serait beaucoup moins pour estimer l'effet de la réforme sur des générations plus jeunes qui auront plusieurs années pour ajuster leur carrière avant 60 ans. La mesure de la durée d'assurance à 60 ans, par contre, peut être entachée d'erreurs qui peuvent venir biaiser les estimations (cf. annexe 2). La seconde hypothèse nécessaire est que l'interaction de la durée d'assurance avec l'année de naissance ne capture pas d'autres changements dans les incitations à partir en retraite. Un point important à mentionner à cet égard est le fait que, de façon concomitante avec l'augmentation de la durée d'assurance, la réforme de 1993 a baissé le taux de remplacement des pensions par la modification du calcul du salaire de référence. Si cette mesure était corrélée avec l'interaction de la génération et de la durée d'assurance à 60 ans, alors le coefficient δ capturerait les effets des deux mesures. L'hypothèse qui est faite dans cette étude - et qui semble robuste pour les générations étudiées, faiblement touchées par la modification du salaire de référence - est que la modification du salaire de référence ne conduit pas à une variation des incitations financières au sein de chaque génération. Une telle hypothèse serait beaucoup plus difficile à défendre pour les générations plus jeunes, fortement touchées par la modification du salaire de référence.

Si les individus qui disposent, à 60 ans, de 131 à 160 trimestres d'assurance (selon la génération) sont susceptibles d'être touchés, il ne s'agit en rien de la seule condition. Tout d'abord, au sein des retraités du régime général, il existe un certain nombre de conditions (inaptitude, femmes ouvrières avec plus de trois enfants, anciens résistants et déportés, etc.) qui permettent de valider une pension au taux plein à 60 ans quelle que soit la durée d'assurance. Seules les pensions dites « normales » sont véritablement concernées par l'augmentation de la durée d'assurance. À partir des données administratives de la Cnav, Bozio (2006, 2008) avait mis en évidence des effets de révélation de l'augmentation de la durée d'assurance sur la liquidation des pensions pour inaptitude : des individus, qui, avant la réforme, n'étaient pas incités à chercher à obtenir une pension pour inaptitude – bénéficiant du taux plein par leur durée d'assurance – ont liquidé de façon accrue ces pensions pour inaptitude. La présente étude, elle, ne considère que les pensions normales.

De plus, au sein des retraités du régime général, il existe un sous-groupe d'individus qui disposent de droits à pension dans d'autres régimes que le régime général. Ce sont les « polypensionnés ». Ils peuvent être des indépendants issus des régimes alignés ou des salariés du secteur public (fonctionnaires civils, militaires ou salariés des régimes spéciaux), qui possèdent des droits dans le régime général, mais ont réalisé la majorité de leur carrière hors du secteur privé. Les comportements de cessation d'activité de ces polypensionnés sont susceptibles d'être largement influencés par les règles de leur régime

principal. Il est ainsi possible (cf. tableau 2) que ces salariés soient déjà en retraite dans leur régime au moment où la réforme de 1993 est mise en place dans le régime général (7).

Enfin, dernière catégorie, des salariés du secteur privé peuvent se retrouver avant la liquidation de la retraite dans des dispositifs de préretraite ou de chômage et ne sont donc pas « touchés » par l'augmentation de la durée d'assurance requise. Les individus qui, à 60 ans, sont au chômage (8) ou en situation de préretraite, ne sont pas affectés par la réforme de 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.

L'augmentation de la durée d'assurance n'a touché qu'une très faible minorité de salariés de la génération 1938, celle qui est la plus touchée dans notre échantillon (cf. tableau 2). Moins de 10 % de la génération 1938 valident en effet une pension normale avec une durée d'assurance à

7. Certains agents de la Fonction publique et de régimes spéciaux peuvent liquider leur retraite avant 60 ans, par exemple dès 50 ans pour les policiers et gardiens de prison, ou dès 55 ans pour les fonctionnaires en régime « actif ».

8. Il 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 inclure non seulement les personnes en emploi, mais aussi les chômeurs qui cherchent un emploi.

Tableau 2
Salariés de la génération 1938 ayant liquidé une pension du régime général

Statut avant 60 ans	Uni-pensionnés ou régimes alignés			Autres types de pensions	Autres polypensionnés (public, régimes spéciaux)	Total
	Pensions normales					
	Durée d'assurance à 60 ans					
	Moins de 131 trimestres	Entre 131 et 155 trimestres	Plus de 155 trimestres			
Hors champ (1)	18,8	3,4	10,4	12,7	3,2	48,5
Emploi	2,4	3,1	8,1	2,2	5,5	21,3
Chômage ou préretraite	1,9	3,1	17,4	1,3	0,7	24,4
Retraite	-	-	-	-	5,6	5,6
Total	23,1	9,6	35,8	16,3	15,1	100

1. Individus non repérés l'année précédant leurs 60 ans dans les DADS, les fichiers Unedic ou les fichiers de la Fonction publique.

Lecture : seuls 3,1 % des individus nés en 1938 et ayant liquidé une pension dans le régime général sont en emploi l'année avant 60 ans avec une durée d'assurance susceptible de les voir touchés par l'augmentation de la durée requise d'assurance prévue par la réforme de 1993.

Champ : retraités nés en France en 1938 ayant liquidé une pension de droit direct dans le régime général.

Source : échantillon interrégime de retraités 2001 et 2004.

60 ans comprise entre 131 et 155 trimestres et seuls 3,1 % sont en emploi l'année précédant les 60 ans.

Deux conclusions peuvent être tirées de ces statistiques descriptives. Premièrement, l'effet global de l'augmentation de la durée requise d'assurance sur l'âge de cessation d'activité de ces générations est nécessairement faible au vu de la faible proportion d'individus qui voient leurs incitations modifiées. Il s'agit en partie du résultat de mécanismes institutionnels (nombreux régimes où la durée d'assurance ne s'applique pas) et économiques : la cessation d'activité en France se joue en grande partie avant 60 ans.

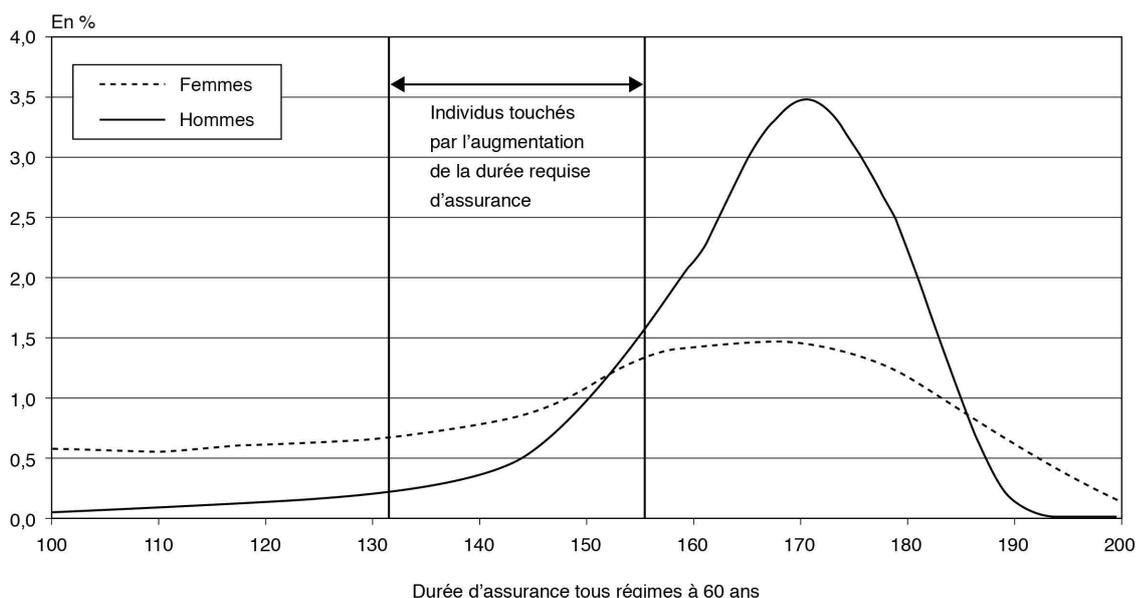
Deuxièmement, il est important de garder à l'esprit le fait que les estimations présentées dans cette étude sont basées sur les réactions d'un sous-échantillon de la population. Non seulement cette sous-population est une minorité, mais elle a des caractéristiques spécifiques qui peuvent rendre difficile une généralisation à l'ensemble de la population. En effet, la durée d'assurance de ces individus les place plutôt dans la moitié inférieure de la distribution des durées de carrière. Les individus ayant eu des carrières normales ou plus longues ne sont pas inclus, pas plus que ceux qui ont eu une très faible participation au marché du travail au cours de leur vie.

La fonction de densité des durées d'assurance par sexe permet d'illustrer ce fait (cf. graphique I). 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. Pour comparer les estimations entre hommes et femmes, il est nécessaire de garder à l'esprit cet effet de sélection.

Quel impact sur l'âge de liquidation et l'âge de cessation d'emploi ?

Les résultats présentés *infra* concernent deux variables dépendantes : l'âge de liquidation dans le régime général et l'âge de cessation d'emploi. Cette dernière mesure doit faire l'objet de quelques précisions. Il s'agit d'un âge de cessation d'activité « fictif » : il est construit sur la base de l'âge de 60 ans auquel s'ajoute le nombre de trimestres effectivement travaillés tels que l'on peut les mesurer dans les DADS. Certains salariés peuvent avoir quelques trimestres d'emploi

Graphique I
Distribution de la durée d'assurance par sexe



Lecture : la durée d'assurance à 60 ans (en abscisse) est exprimée en trimestres. La densité de la fonction est estimée par un kernel Epanechnikov avec une largeur de bande de 3.
Champ : retraités nés en France en 1932 ou 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général.
Source : échantillon interrégime de retraités 2001 et 2004.

espacés entre 60 et 65 ans, mais notre mesure les traitera comme s'ils avaient été continus après 60 ans. En outre, les salariés qui ne sont pas en emploi à 60 ans et qui ne retournent pas en emploi après cet âge, ont vraisemblablement un âge de cessation d'emploi antérieur à 60 ans. En fait, notre mesure de l'âge de cessation d'emploi s'apparente essentiellement à une mesure des trimestres effectivement cotisés après 60 ans (9).

La méthodologie utilisée dans cette étude (cf. encadré 2, équation 5) permet d'estimer l'effet de l'augmentation de la durée d'assurance en profitant du décalage vers la droite des comportements de liquidation pour les individus touchés par la réforme (cf. encadré 1, graphique I et graphique II). Les seules différences significatives qui apparaissent entre l'âge de liquidation des générations 1932 et 1938 concernent les individus qui disposent de 131 à 151 trimestres d'assurance à l'âge de 60 ans, ceux-là mêmes qui sont touchés par l'augmentation de la durée d'assurance requise. Les régressions suivantes vont viser à préciser ces estimations pour obtenir une mesure de l'intensité de ce report, et à distinguer la mesure de l'impact de la réforme

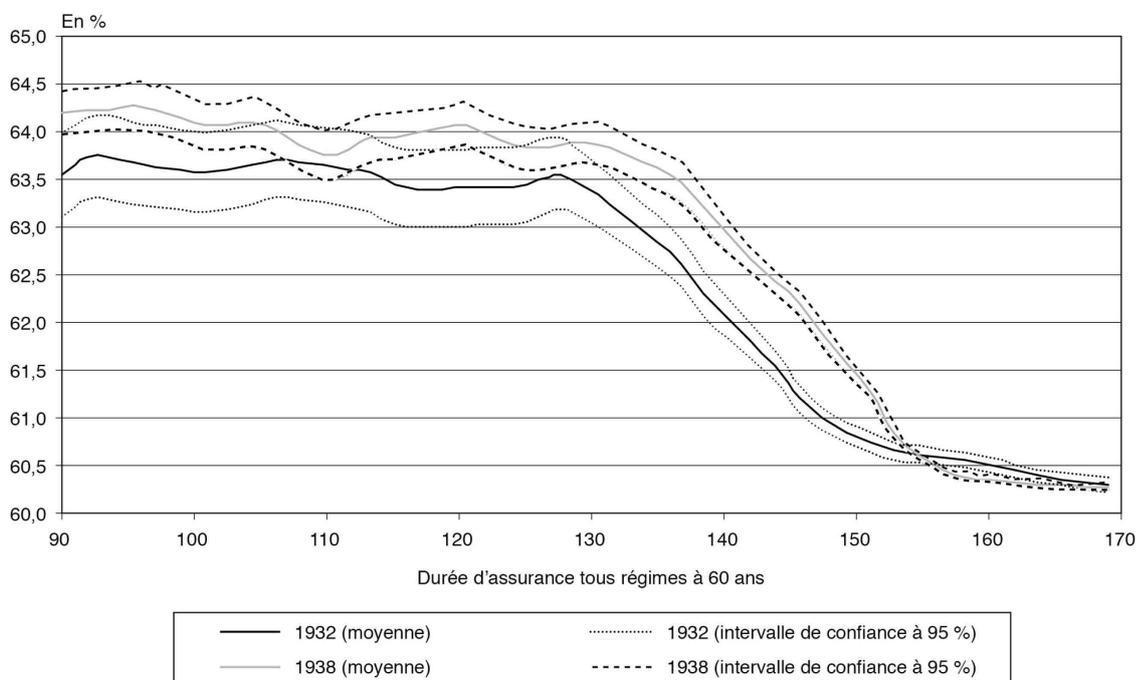
sur les trimestres validés de l'effet sur les trimestres effectivement cotisés.

Pour estimer le coefficient δ dans l'équation 5 (cf. encadré 2) on retient deux échantillons qui se limitent aux individus qui ont liquidé une pension normale dans le régime général, hors polypensionnés du secteur public et des régimes spéciaux (cf. tableaux 3 et 4). Le premier consiste en l'ensemble des individus qui sont en emploi, au chômage, en dispense de retraite d'emploi ou en préretraite, quand le second se limite aux personnes en emploi.

Des estimations de l'effet de l'augmentation de la durée d'assurance sur l'âge de liquidation sont réalisées séparément pour les hommes et les femmes (cf. tableau 3). Pour les deux échantillons les effets sont très forts : une augmentation d'un trimestre de la durée requise d'assurance

9. La notion de trimestres cotisés, telle que mesurée dans les données DADS, n'est pas forcément équivalente à un trimestre travaillé. Les règles de liquidation des trimestres s'appliquent sur le salaire annuel : par exemple un salaire mensuel de 1 688 euros en 2008 permet de valider un trimestre avec un seul mois de travail effectif.

Graphique II
Âge moyen de liquidation selon la durée d'assurance à 60 ans et la génération



Lecture : la durée d'assurance à 60 ans (en abscisse) est exprimée en trimestres. L'âge moyen de liquidation (en gras) est estimé de façon non paramétrique par un polynôme local pondéré par un kernel epanechnikov. En pointillé sont représentés les intervalles de confiance à 5 % de l'estimation de la moyenne (borne inférieure et supérieure). Le décalage vers la droite de la distribution des âges de liquidation pour les individus ayant entre 130 et 155 trimestres d'assurance à 60 ans correspond à l'effet anticipé de la réforme. Pour les individus ayant soit moins de 130 trimestres à 60 ans soit plus de 155 trimestres, on n'observe pas de différence statistiquement significative. Champ : retraités nés en France en 1932 ou 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général. Source : échantillon interrégime de retraités 2001 et 2004.

a conduit les hommes à reporter d'un trimestre leur cessation d'activité pour atteindre le taux plein (élasticité de 0,99). Cela est cohérent avec l'idée que la décote élevée (10 % à l'époque) conduit à une très forte incitation à repousser la liquidation jusqu'à atteindre le taux plein. L'hypothèse qui était faite lors des simulations *ex ante* des effets de la réforme de 1993 était celle d'un tel report (Pelé et Ralle, 1999). Les estimations sont aussi plus élevées pour l'échantillon des individus au chômage et en préretraite avant 60 ans que pour ceux en emploi. Cela reflète le fait que le report de liquidation n'implique pas d'arbitrage entre un report de cessation d'activité et une pension réduite, les individus pouvant valider les trimestres nécessaires au taux plein tout en restant couverts par l'assurance chômage ou les dispositifs de préretraite. Le plus faible report de liquidation des femmes en emploi avant 60 ans (élasticité de 0,43) doit être compris à la fois comme un effet de sélection (les femmes touchées par l'augmentation de la durée d'assurance n'ont pas les mêmes caractéristiques que les hommes) et comme le reflet d'une plus grande importance de la situa-

tion financière globale du ménage et de l'interaction avec les choix de cessation d'activité du conjoint pour les femmes (non capturées par les données) (10).

De façon non surprenante l'effet de l'augmentation de la durée d'assurance sur l'âge de cessation d'emploi est fortement réduit sur les personnes au chômage et en préretraite : ces individus liquident des droits à la retraite mais sont de fait déjà retirés du marché du travail (cf. tableau 4). Ce qui se rapproche le plus d'une mesure de l'élasticité de l'offre de travail est le nombre de trimestres effectivement cotisés après 60 ans, en réaction à l'augmentation de la durée d'assurance pour les individus en emploi avant 60 ans. Les élasticités sont plus élevées que celles estimées à partir des données administratives de la Cnav par Bozio (2006, 2008) : 0,67 pour l'ensemble de l'échantillon contre 0,54 sur les données Cnav. Cela correspond à un report effectif

10. Il est aussi possible que les erreurs de mesure de la durée d'assurance à 60 ans soient plus fréquentes dans le cas des femmes.

Tableau 3
Élasticités de l'âge de liquidation par rapport à la durée d'assurance requise pour le taux plein

	Ensemble	Hommes	Femmes
Individus en emploi, au chômage ou en préretraite avant 60 ans	0,93*** (0,05) 18 180	0,99*** (0,06) 10 928	0,80*** (0,08) 7 252
Individus en emploi avant 60 ans	0,78*** (0,09) 8 053	0,99*** (0,12) 4 422	0,43*** (0,16) 3 631

Lecture : une augmentation d'un trimestre de la durée requise d'assurance a conduit les individus touchés en emploi à repousser la liquidation de leur retraite de 0,78 trimestre, soit 2,3 mois. Les écarts-types sont donnés en italique et entre parenthèses, le nombre d'observation de chaque régression est donné en italique en dessous des coefficients. *** indique un coefficient significatif à 1 %.
Champ : retraités nés en France entre 1934 et 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général.
Source : échantillon interrégime de retraités 2001 et 2004.

Tableau 4
Élasticités de l'âge de cessation d'emploi par rapport à la durée d'assurance requise pour le taux plein

	Ensemble	Hommes	Femmes
Individus en emploi, au chômage, en dispense de recherche d'emploi ou en préretraite avant 60 ans	0,27*** (0,07) 18 097	0,25*** (0,09) 10 892	0,16 (0,12) 7 205
Individus en emploi avant 60 ans	0,67*** (0,11) 8 047	0,80*** (0,13) 4 906	0,42*** (0,18) 4 284

Lecture : une augmentation d'un trimestre de la durée requise d'assurance a conduit les individus touchés en emploi à repousser leur cessation d'activité de 0,67 trimestre, soit 2 mois. Les écarts-types sont donnés en italique et entre parenthèses, le nombre d'observation de chaque régression est donné en italique en dessous des coefficients. *** indique un coefficient significatif à 1 %.
Champ : retraités nés en France entre 1934 et 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général.
Source : échantillon interrégime de retraités 2001 et 2004.

moyen de l'âge de cessation d'activité de huit mois pour toute année supplémentaire requise pour obtenir le taux plein.

L'effet est nettement différencié entre les hommes et les femmes en emploi. Pour les hommes, le report est beaucoup plus proche de l'unité avec une élasticité de 0,80 (soit un report moyen de neuf mois pour toute année d'assurance supplémentaire), tandis que pour les femmes le report effectif est beaucoup plus faible avec une élasticité de 0,42 (impliquant un report moyen de cinq mois pour chaque année supplémentaire requise pour le taux plein). La différence entre les trimestres cotisés et validés pour ce sous-groupe des salariés en emploi avant d'atteindre 60 ans est réelle 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 entre le niveau de la pension et l'âge départ en retraite), la faiblesse du report soulignée dans les travaux précédents (Bozio 2006, 2008), paradoxale au vu de la forte décote, trouve une explication. Une large partie du sous-report estimé sur les données du régime général 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.

Cependant, il faut garder à l'esprit que ces fortes élasticités (pour les hommes) sont estimées sur une partie très étroite de la population. Seule une petite minorité des générations considérées dans cette étude, liquidant une retraite au régime général, a été effectivement touchée par la hausse de la durée de cotisation. Les individus qui ont dû faire un arbitrage loisir/revenu

ont largement opté pour un report de la cessation 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.

Par exemple, il est possible d'imaginer que les salariés qui ont commencé à travailler tôt, et qui donc n'ont pas été touchés par l'augmentation de la durée d'assurance, aient une élasticité de l'offre de travail différente du groupe de traitement considéré dans cette étude. 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. Ainsi, si cette étude permet de mesurer l'impact de la hausse de la durée requise d'assurance pour les premières générations touchées par la réforme de 1993, il délicat d'en tirer une extrapolation robuste de l'élasticité de l'offre de travail pour les futures générations de retraités.

* *
*

Plus généralement, la méthode utilisée dans cette étude ne paraît pas appropriée pour estimer les effets des réformes récentes, que ce soit la modification de la décote, l'introduction de la surcote ou l'augmentation de la durée requise d'assurance pour les générations récentes. Les futurs travaux sur l'évaluation des réformes de retraite devront ainsi trouver d'autres méthodes, probablement plus structurelles, afin d'estimer les effets des modifications complexes de ces nombreux paramètres. □

BIBLIOGRAPHIE

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 *Social Security and Retirement Around the World*, Gruber J. et Wise D. (éds.), NBER/The University of Chicago Press, pp. 101-133.

Blundell R. et MaCurdy T. (1999), « Labor Supply : A Review of Alternative Approaches »,

in *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter O. et Card D. (éds.), vol. 3, North Holland, pp. 1559-1695.

Bozio A. (2006), *Réformes 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 ? », in *Pension strategies in Europe and the United States*, Fenge R., de Menil G. et Pestieau P. (éds.), MIT Press.

- Bozio A. (2009)**, « Évaluation de la réforme des retraites de 1993 : nouvelles estimations à partir des données de l'EIR et de l'EIC », *Série Études et Recherche*, Drees, n° 91 et Document d'études, Dares, n° 149.
- Burricand C. et Roth N. (2000)**, « Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 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 », *Dossiers Solidarité et Santé, dossier Les retraites en France : analyses statistiques*, n° 3, pp. 9-27.
- Eissa N. et Liebman J. (1996)**, « Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n° 2, pp. 605-637.
- Gruber J. et Wise D. (1999)**, *Social Security and Retirement Around the World*, NBER/The University of Chicago Press.
- Magnac T., Rapoport B. et Roger M. (2006)**, « Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée », *Dossiers Solidarité et Santé, Perspectives et comportements en matière de retraite*, n° 3, pp. 101-117.
- Pelé L.-P. et Ralle P. (1999)**, « Les choix de l'âge de la retraite. Aspects incitatifs des règles du régime général et effets de la réforme de 1993 », *Économie et Prévision*, n° 138-139, pp. 163-177.
- Prescott E. (2004)**, « Why Do Americans Work So Much More than Europeans ? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 28, n° 1, pp. 2-13.
- Rapoport B. (2006a)**, « Âge de départ souhaité, âge de départ prévu et liberté de choix en matière d'âge de départ à la retraite », *Dossiers Solidarité et Santé, Perspectives et comportements en matière de retraite*, n° 3, pp. 31-49.
- Rapoport B. (2006b)**, « Les incitations financières influent-elles sur les intentions de départ en retraite des salariés de 55 à 59 ans ? », *Dossiers Solidarité et Santé, Perspectives et comportements en matière de retraite*, n° 3, pp. 75-100.
-

MESURE DES TRIMESTRES VALIDÉS ET EFFECTIVEMENT COTISÉS

La méthodologie utilisée dans cette étude repose sur la mesure des trimestres validés et des trimestres effectivement cotisés. Cette annexe rappelle les règles de validation de trimestres en vigueur dans le régime général, et la façon dont cette étude a utilisé les informations disponibles dans les DADS et les fichiers Unedic.

Trimestres cotisés

Les trimestres effectivement cotisés sont calculés à partir des données DADS. La notion de trimestre cotisé ne correspond pas à celle de « trimestre travaillé », au sens de la durée effective d'emploi. Dans le régime général, le nombre de trimestres d'assurance cotisés ne dépend que du salaire annuel porté au compte individuel de l'assuré. 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 1 688 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. La durée effective d'emploi n'est donc pas prise en compte, hormis *via* la référence au plafond de sécurité sociale. Le salaire soumis à cotisation est en effet déterminé par rapport au plafond qui peut être proratisé selon la durée de l'emploi.

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).

Trimestres validés

La durée d'assurance inclut les trimestres cotisés, ainsi que des périodes pendant lesquelles l'intéressé n'a pas exercé d'activité salariée, mais qui 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 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).

D'autres types d'allocations (qui ne sont 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 pendant 50 jours donne droit à la validation d'un trimestre.

VARIANTES AVEC UNE MESURE DIFFÉRENTE DE LA DURÉE D'ASSURANCE À 60 ANS

Cette annexe présente une variante de l'étude concernant la mesure de la durée d'assurance à 60 ans. Le tableau ci-dessous reprend les résultats du tableau 4 sur le sous-groupe des individus en emploi avant 60 ans et les compare à des estimations similaires avec une autre façon de mesurer la durée d'assurance à 60 ans. Dans la première méthode, la durée d'assurance est calculée comme la différence entre la durée d'assurance à la liquidation et le nombre de trimestres entre l'âge de liquidation et 60 ans. Selon cette méthode, les individus qui ne valident pas de trimestres mais qui reportent leur âge de départ se voient attribuer une durée d'assurance à 60 ans trop faible. Cela peut biaiser les estimations à la hausse ou à la baisse selon le comportement de ces individus. Selon la seconde méthode, la durée d'assurance à 60 ans est mesurée comme la durée d'assurance à la liquidation moins le nombre de trimestres validés entre 60 ans et l'âge de liquidation, tels que mesurés par les données DADS et Unedic. Selon cette méthode, les individus qui valident

réellement des trimestres non capturés par ces données vont se voir attribuer une durée d'assurance à 60 ans trop forte, suggérant par exemple que le nombre de trimestre requis pour avoir le taux plein est plus faible qu'en réalité (et conduisant potentiellement à une surestimation de l'effet).

La mesure de la durée d'assurance à 60 ans étant entachée d'erreur, il faut rester prudent sur la précision des coefficients estimés dans cette étude. Néanmoins, le fait que pour les femmes, les plus sujettes à un report de liquidation sans activité (et donc à une mauvaise mesure de la durée d'assurance à 60 ans avec la première méthode), les estimations sont très proches, est relativement rassurant. Pour les hommes, l'estimation qui repose sur les trimestres validés dans les DADS et les fichiers Unedic semble conduire, de façon attendue, à une surestimation des effets. Pour cette raison, les résultats présentés dans le corps de l'étude ne font référence qu'à ceux obtenus avec la première méthode.

Élasticité de l'âge de cessation d'emploi par rapport à la durée d'assurance requise pour le taux plein

Durée d'assurance à 60 ans	Ensemble	Hommes	Femmes
Méthode 1 : durée d'assurance à la liquidation moins nombre de trimestres entre 60 ans et la liquidation	0,67*** (0,11)	0,80*** (0,13)	0,42*** (0,18)
Méthode 2 : durée d'assurance à la liquidation moins nombre de trimestres validés dans les DADS et fichiers Unedic	0,90*** (0,10)	1,33*** (0,11)	0,44*** (0,16)

Lecture : une augmentation d'un trimestre de la durée requise d'assurance a conduit les individus touchés en emploi à repousser leur cessation d'activité de 0,9 trimestre. Les écarts-types sont donnés en italique.

**** indique un coefficient significatif à 1 %.*

Champ : retraités nés en France entre 1934 et 1938 ayant liquidé une pension normale de droit direct dans le régime général et étant en emploi avant 60 ans.

Source : échantillon interrégime de retraités 2001 et 2004.

