HAL
archives-ouvertes.fr

La réforme des retraites de 1993 en France : quel impact sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite ?

Christophe Daniel, Anne Lavigne, Stéphane Mottet, Jesus-Herell Nze Obame, Bruno Séjourné, Christian Tagne

To cite this version:

Christophe Daniel, Anne Lavigne, Stéphane Mottet, Jesus-Herell Nze Obame, Bruno Séjourné, et al.. La réforme des retraites de 1993 en France : quel impact sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite ?. 2016. <halshs-01293255>

HAL Id: halshs-01293255
https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01293255

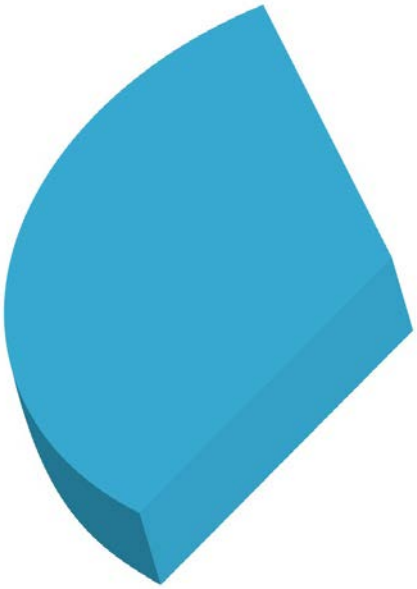
Submitted on 24 Mar 2016

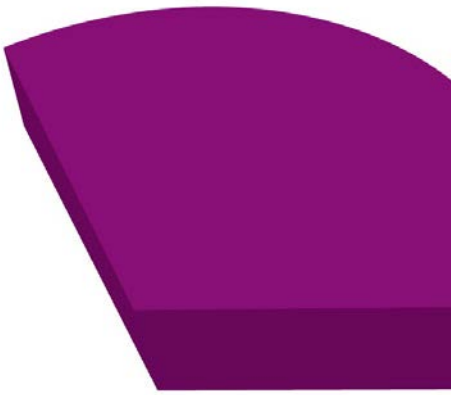
HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Document de Recherche du Laboratoire d'Économie d'Orléans

DR LEO 2016-06





La réforme des retraites de 1993 en France : quel impact sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite

Christophe DANIEL
Anne LAVIGNE
Stéphane MOTTET
Jesus Herell NZE OBAME
Bruno SÉJOURNÉ
Christian TAGNE

Laboratoire d'Économie d'Orléans
Collegium DEG
Rue de Blois - BP 26739
45067 Orléans Cedex 2
Tél. : (33) (0)2 38 41 70 37
e-mail : leo@univ-orleans.fr
www.leo-univ-orleans.fr/

La réforme des retraites de 1993 en France :

quel impact sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite ?

Christophe Daniel *, Anne Lavigne **, Stéphane Mottet *, Jesus Herell Nze Obame *, Bruno Séjourné * et Christian Tagne **[1]**

Janvier 2016

Version provisoire

Résumé :

Depuis 1993, la France a enregistré plusieurs réformes de son système de retraites, visant avant tout à en assurer la soutenabilité. Cette contribution a pour objectif d'évaluer l'impact de la réforme de 1993 sur l'équivalent patrimonial des droits individuels à la retraite (EPDR), c'est-à-dire la somme actuarielle probable des pensions à recevoir, de la date de liquidation des droits jusqu'au décès. Plus précisément, nous mesurons l'impact de cette réforme sur l'EPDR des mono-pensionnés du régime général, à l'aide des données de l'Echantillon Interrégimes de Retraités 2008. Parmi les mesures phares de la réforme de 1993 figure l'augmentation progressive de la durée de cotisation nécessaire pour obtenir une retraite à taux plein au régime général. Cette augmentation est susceptible d'engendrer deux effets opposés : un effet de report de l'âge de liquidation pour conserver un EPDR adéquat pour ses vieux jours (voire l'augmenter) ou un effet de décote, si l'assuré-e ne souhaite, ou ne peut, pas prolonger son activité et subit donc une décote sur sa pension, et partant sur son EPDR. Pour tester les effets nets de la réforme de 1993 sur l'EPDR, nous procédons à des estimations économétriques en différences premières et en doubles différences, ainsi qu'à des estimations par quantiles pour mesurer les impacts le long de la distribution de l'EPDR. Nos estimations montrent des résultats différents selon que les individus partent avant ou après 2004, date d'entrée en vigueur de la réforme. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un départ en retraite avant 2004 plutôt que postérieurement, augmente l'EPDR des retraités concernés. Toutefois, l'interaction avec les autres variables nuance cette conclusion. D'une part, reporter son départ en retraite réduit l'EPDR moyen d'environ 20% : le report permet d'accumuler des droits supplémentaires, mais sur une période réduite. D'autre part, l'effet de la décote est négatif, mais son intensité est réduite quand les retraités reportent leur départ. En outre, comme les générations 1934-1943 ont subi conjointement les réformes de 1993 et 2003, nos estimations en double différence permettent d'isoler l'effet « pur » de la réforme de 1993 : lorsque les affiliés ont subi une décote, sans avoir reporté leur départ en retraite pour l'atténuer, la liquidation des droits aux conditions de 2003 par rapport aux conditions de 1993 est la plus défavorable. Enfin, les estimations par quantiles montrent que ces effets s'intensifient dans la première moitié de la distribution, et s'atténuent au-delà.

[1] Cette étude est partiellement extraite d'un rapport sur les réformes des retraites qui a reçu un soutien financier de l'Observatoire de l'Epargne Européenne (OEE). Nos remerciements à Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) pour la mise à disposition des données des EIR (Echantillon Inter-régimes des Retraités). Les opinions exprimées et le contenu du texte n'engagent que les auteurs.

* GRANEM, Université d'Angers

** Univ. Orléans, CNRS, LEO, UMR 7322, F-45067, Orléans, France

*** CRIEF, Université de Poitiers

Auteur correspondant : jesus.nzeobame@univ-angers.fr

Abstract:

This contribution aims at assessing the impact of the French pension reform of 1993 on the pension wealth of the retirees. More precisely we measure the impact of the reform on the private sector retirees' pension wealth using the administrative sample data 'Echantillon interrégime de retraités 2008' and applying a 'difference-in-difference' econometric procedure. We show that the impact is different whether the contributors retire before or after 2004 (the year of implementation of the reform). Other things being equal, retiring before 2004 increases retirees' pension wealth with respect to retiring after 2004. Nevertheless the interaction with other variables may qualify this result: postponing retirement reduces the average pension wealth by about 20%, since postponement enables to acquire more pension rights but on a reduced service length. Moreover, the haircut on pension when the contributory period is not long enough to qualify for full benefit is smoothed when people postpone their retirement. Finally, the quantile regressions show that the impact of the 1993 reform is stronger for the first two quartiles of the pension wealth distribution and are alleviated for the top of the distribution.

Classification JEL : J28

Introduction

Depuis 1993, la France a enregistré plusieurs réformes de son système de retraites, visant avant tout à en assurer la soutenabilité. De nature paramétrique, ces réformes ont notamment conduit à inciter les français à retarder l'âge de la liquidation de leurs droits. En raison de la fréquence de ces réformes et de la progressivité des mesures qu'elles contiennent, les conditions d'application ne sont le plus souvent pas encore pleinement atteintes qu'une nouvelle réforme est introduite. Ceci rend bien évidemment difficile l'évaluation de la portée de ces réformes, en terme de soutenabilité des régimes, de générosité ou de mesure des inégalités.

Dans cette étude, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure la réforme de 1993 a modifié la somme actuelle probable des pensions à recevoir par chaque assuré du régime général du secteur privé au cours de sa retraite (l'équivalent patrimonial des droits à la retraite) et contribué à accroître ou à réduire les écarts de revenus de remplacement servis par le régime général entre les assurés concernés par cette réforme jusqu'à leur décès. L'équivalent patrimonial des droits à retraite (EPDR) est un indicateur de la soutenabilité (au niveau macroéconomique) et de la générosité (au niveau microéconomique) d'un système de retraite qui se révèle à la fois directement sensible à l'âge de liquidation des droits à la retraite, à la durée de vie à la retraite mais aussi à la revalorisation des pensions et au taux d'intérêt.

La réforme de 1993, à travers l'une de ses mesures-phare à savoir l'allongement progressif (par génération) de la durée d'assurance requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein, a généré deux effets qui ont une incidence directe sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite de chaque assuré : i) un effet de report de l'âge de liquidation pour les individus qui, ayant atteint l'âge légal d'ouverture des droits à retraite, ont dû liquider leur pension au-delà de cet âge pour atteindre la durée d'assurance requise pour jouir d'une retraite à taux plein ; ii) un effet de décote lié à la pénalité par trimestres manquants instituée par l'ordonnance du 26 mars de 1982, mais dont l'ampleur évolue au regard de l'allongement de la durée d'assurance requise au fil des générations avec la réforme de 1993. Pour un individu, la réforme peut être subie, sans ajustement du comportement, ou bien générer une adaptation au nouvel environnement réglementaire. Ainsi, le report de l'âge de départ doit pouvoir compenser les effets des modifications des conditions de liquidation, de manière à maintenir voire augmenter le montant de la pension. Dans ce cas, c'est la durée de perception de la rente qui se réduit.

Le champ de cette étude couvre la population des assurés à la retraite exposée à l'allongement progressif de la durée d'assurance requise pour le taux plein institué par la réforme de 1993 et dont nous estimons les incidences en termes d'EPDR, à savoir les personnes nées de 1934 à 1948 affiliées au régime général et dont les informations relatives aux conditions de liquidation de leurs droits à retraite sont disponibles dans les données de l'Echantillon Inter-régimes des Retraités (EIR) administrés par la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) en 2008. Les estimations des effets de la réforme de 1993 reposent sur un calcul de l'EPDR qui tient uniquement compte du montant de l'avantage principal de droit direct servi sous forme de pensions normales par le régime général, ce qui revient à exclure de l'analyse à la fois les pensions versées par les régimes complémentaires et les avantages non contributifs (minimum vieillesse).

Afin d'évaluer l'impact de cette réforme, nous avons recours à des estimations de modèles de régression en différences premières et en doubles différences du niveau de l'EPDR et des quantiles de la distribution de l'EPDR. D'une part, ces estimations nous permettent de quantifier les écarts de revenus à la retraite générés par les effets « report » et « décote » induits par la réforme des retraites de 1993, selon que les assurés aient été ou non exposés à ces effets à la liquidation de leurs droits à retraite. D'autre part, elles permettent par rapport à un groupe de référence qui ouvre ses droits aux conditions requises (sans report ni décote), d'évaluer dans le temps le gain ou la perte d'EPDR consécutive à l'adoption de cette réforme.

Les résultats des régressions sur les niveaux d'EPDR révèlent des effets directs du report et de la décote très significatifs et qui se traduisent par des baisses d'EPDR pour les assurés concernés par ces effets. Les régressions sur les quantiles d'EPDR confirment les résultats observés en niveau mais ces derniers présentent des nuances selon que les assurés se trouvent dans la première ou la seconde moitié de la distribution de l'EPDR. En effet, les écarts de revenus à la retraite générés par les effets induits (report, décote) de la réforme des retraites de 1993 sont significatifs et non négligeables pour les assurés à la retraite dont l'EPDR est estimé à la moyenne et à la médiane de la distribution de l'EPDR dans la population étudiée. Les pertes sont moins importantes dans les deux extrêmes de la distribution de l'EPDR, à savoir jusqu'au premier décile et au-delà du dernier décile, où par rapport aux assurés qui partent à la retraite à taux plein à l'âge légal les assurés du premier centile enregistrent par exemple non pas une perte mais un gain lié à la décote et le report de l'âge de liquidation augmente leur EPDR de manière non négligeable.

Le reste de l'article est organisé comme suit. Après une présentation des principales conclusions des études d'impact de la réforme de 1993 sur le montant des pensions en France dans la section 1, nous exposons dans la section 2 la méthodologie de calcul de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite à partir des données de l'Echantillon Interrégimes des Retraités de 2008, puis les choix méthodologiques retenus pour l'évaluation de l'impact des effets induits de la réforme de 1993. La section 3 présente les modèles de régressions et les résultats avant de conclure sur les limites, les extensions possibles et les enseignements en matière de politique publique de l'étude.

Section 1. Revue de littérature empirique

Les réformes menées en France, et dans les pays d'Europe dont le financement des retraites repose principalement sur la répartition, ont pour but de rétablir les équilibres financiers des caisses publiques de retraite à des horizons donnés et ainsi préserver la solvabilité des systèmes de retraite. La question de l'adéquation des revenus de remplacement semble avoir été marginale dans les réflexions préalables à l'adoption puis à l'application des réformes de retraite : la logique comptable conduisant à traiter l'urgence qui est de réduire les besoins de financement des comptes sociaux en général et des caisses de retraite en particulier.

Notre étude vise à apporter une contribution dans l'analyse de l'adéquation des revenus de remplacement suite à la mise en œuvre des réformes de retraite. De nombres études d'impact de la réforme de 1993 ont jusqu'à lors été menées, afin notamment d'analyser ses conséquences sur le comportement (offre de travail, âge de liquidation et durée d'assurance) des assurés proches de la retraite (Aubert, 2009, 2012 et Bozio, 2011). D'autres études mettent en revanche l'accent sur les effets de cette réforme sur le montant des pensions (Debrand et Privat, 2006, Bridenne et Brossard, 2008, Duc et Lermechin, 2013). L'analyse de ces derniers travaux montre que la portée des résultats et leurs interprétations dépendent étroitement des choix méthodologiques retenus dans la mesure de l'impact des réformes sur le montant des pensions. De ce point de vue, deux types de méthodes se dégagent :

i) L'une consiste à appliquer les conditions de liquidation et/ou les règles de calcul d'une pension applicables avant réforme à une ou plusieurs générations ayant subi la ou les réformes. On mesure ainsi la différence entre la pension « théorique » non versée pour des valeurs données des paramètres de calcul d'une pension et la pension « empirique » versée. Dans ce premier cas, si les écarts « théorique » - « empirique » sont positifs, les résultats

indiquent au niveau individuel le manque à gagner à participer aux régimes publics de retraite et au niveau collectif l'économie nécessaire à réaliser pour préserver le financement des retraites par répartition.

ii) L'autre consiste à appliquer les conditions de liquidation et/ou les règles de calcul d'une pension applicables après réforme à une ou plusieurs générations n'ayant pas subi la ou les réformes. L'écart de pensions est toujours mesuré par la différence entre la pension « théorique » non versée pour des valeurs données des paramètres de calcul d'une pension et la pension « empirique » versée. Dans ce second cas, si l'écart se révèle positif, les résultats indiquent les gains et pertes potentiels et non subis induits par la ou les réformes.

Debrand et Privat (2006) proposent une évaluation des effets agrégés (masses des pensions, poids dans le PIB, nombre de bénéficiaires et pension moyenne) et individuels (par génération et déciles de pension) des réformes de 1993 et de 2003 à l'aide du modèle de microsimulation dynamique ARTEMIS (Analyse des retraites du secteur privé par micro-simulation). La population cible est celle des cotisants des générations 1935 à 1970 et celle des retraités des générations 1899 à 1934. Ils développent une comparaison de scénarii : i) *un scénario de référence* dans lequel les conditions de liquidation et les paramètres de calcul des pensions de base sont ceux en vigueur avant 1993, ii) *un scénario alternatif* dans lequel seuls deux paramètres de calcul des pensions, le Salaire Annuel Moyen (SAM) et la durée d'assurance requise pour le taux plein, évoluent en lien avec les mesures de la réforme de 1993. Ils utilisent les données administratives de la CNAV. Par conséquent, l'exercice de simulation porte uniquement sur l'évolution des pensions de base servies par le régime général des salariés du secteur privé.

Les résultats se fondent sur une simulation de l'évolution des pensions de 2002 à l'horizon 2030. Le modèle repose à la fois sur des hypothèses restrictives sur les individus (absence de mortalité différentielle entre les retraités, pas de modélisation des comportements de départ à la retraite) et sur des hypothèses macro-économiques. Les auteurs trouvent qu'au niveau agrégé, la réforme de 1993 (via son effet sur le SAM et la durée d'assurance requise) a un impact élevé sur la masse des pensions, à savoir une baisse de la masse des pensions de 27 milliards d'euros à l'horizon 2030 en euros constants (en 2000). Pour ce qui concerne la pension moyenne des assurés, celle-ci s'établit à 6 483 euros suite à la réforme de 1993 contre 7 808 euros en moyenne à l'horizon 2030 dans le scénario de référence.

Au niveau individuel, par rapport à la situation de référence, les auteurs observent que la réforme de 1993 :

i) entraîne le report des départs à la retraite à taux plein puisque l'âge moyen de liquidation augmente de quelques mois dans chaque génération jusqu'en 2030.

ii) génère une baisse du niveau des pensions dans chaque génération. La baisse est d'autant plus importante que la génération est jeune. Estimée respectivement à 4% et à 18% pour les générations 1935-1939 et 1945-1954, elle est de 21% pour la génération 1955-1964.

Debrand et Privat (2006) estiment que dans l'ensemble, la réforme de 1993 a eu davantage d'impact sur le niveau des pensions que sur le report de l'âge de liquidation.

Une autre étude menée dans ce cadre méthodologique, celle de Bridenne et Brossard (2008), analyse également les effets de la réforme de 1993 sur les pensions versées par le régime général en comparant la valeur « constatée » et la valeur théorique (celle qu'elle aurait été sans la réforme) des pensions des assurés partis à la retraite entre le 1er janvier 1994 et le 3 décembre 2003. Les effets de la réforme de 2003 se combinent à ceux de 1993 mais ne sont pas abordés. Les auteurs mobilisent les données administratives de la CNAV sur la situation des retraités vivants au 31 décembre 2005. La population cible est celle des assurés âgés de moins de 81 ans lors du départ à la retraite.

Dans un premier temps, Bridenne et Brossard (2008) évaluent l'impact de l'ensemble des mesures de la réforme de 1993. Ils trouvent des effets différenciés selon le genre, les générations, les niveaux de pension. Pour l'ensemble de la population, la pension moyenne baisse de 6%. Pour plus de 40% des femmes et plus de 70% des hommes, la pension « théorique » est plus élevée que la pension « constatée ». La part de la population touchée par la réforme augmente au fil des générations. Les générations plus âgées (avant 1934) sont moins impactées que les jeunes générations de retraités : 43% de la génération 1934 aurait reçu une pension « théorique » plus élevée que la pension « constatée » contre 75% de la génération 1943. Les hommes de la génération 1938 ont une pension moyenne « constatée » de 7110 euros contre une pension moyenne « théorique » de 7700 euros. Pour différencier les effets de la réforme de 1993 en fonction des niveaux de pension, les auteurs calculent les écarts de pension au sein de la génération 1938. Quel que soit le sexe, la part des retraités dont la pension « constatée » est inférieure à la pension « théorique » augmente avec les déciles de pension. Entre les sexes, des différences subsistent puisque la majorité des hommes

est affectée par la réforme dès le 3ème décile contre le 8ème décile pour les femmes. L'ampleur de l'effet diminue, en revanche, avec les déciles de pension.

Dans un deuxième temps, Bridenne et Brossard (2008) estiment l'effet de chacune des mesures affectant les paramètres de calcul d'une pension (taux de liquidation et salaire de référence) et l'évolution des pensions (indexation des pensions sur les prix) pour les retraités nées en 1938.

i) L'allongement de la durée de cotisation qui agit sur le taux de liquidation aurait un effet limité puisque seulement 3% des retraités de la génération 1938 subit une baisse de pensions.

ii) La hausse du nombre de salaires pris en compte et le changement du mode de revalorisation des salaires retenus dans le calcul du SAM touchent un plus grand nombre de retraités (80% des hommes et 75% des femmes de la génération 1938) et entraînent une baisse du salaire de référence (de l'ordre de -10% en moyenne pour les hommes de la génération 1938 et -13% pour les femmes de la même génération).

iii) L'effet «indexation », généré par la modification des règles d'indexation des pensions, se révèle d'autant plus élevé que la date de départ à la retraite est ancienne (avant 1994).

La seconde approche mobilisée dans l'évaluation de l'impact des réformes sur le montant des pensions est développée par Duc et Lermechin (2013) dans leurs travaux sur les mesures de réformes du régime général et de la MSA Salariés en 1993, 2003 et 2008. Ils utilisent les données de l'Echantillon Interrégimes de Cotisants (EIC) 2005 permettant de suivre la carrière des assurés et les données de l'EIR 2004 qui fournit des informations sur les conditions de liquidation et les paramètres de calcul des pensions de retraite. Les auteurs cherchent à évaluer l'effet dans le temps des mesures de réformes sur le montant mensuel et le montant cumulé des pensions sur le cycle de vie des individus de la génération née en 1938. Des exercices de simulation permettent d'étudier l'évolution des comportements de départ à la retraite à partir de 55 ans et les montants de pension. Le calcul des écarts entre les montants simulés et les montants constatés permet d'évaluer l'effet des réformes sur les revenus de remplacement et nécessite la prise en compte :

- des conditions de liquidation, des règles et paramètres de calcul en vigueur avant toute réforme (ceux en vigueur avant 1993 sont retenus) ;
- des conditions de liquidation, des règles et paramètres de calcul en vigueur avec la (les) réforme(s) considérée(s) (ceux en vigueur en 1993, 2003 et 2008).

Leur analyse permet de dégager trois principaux résultats :

i) L'effet-indexation : logiquement, l'indexation des pensions sur les prix entraîne une baisse du montant cumulé des pensions par rapport à une indexation sur les salaires moyens chaque fois que le rythme d'évolution des salaires est supérieur à celui des prix. La réduction de pension chez les femmes est plus élevée que chez les hommes : entre 4,5 et 5 années de pensions pour les femmes contre 2,7 à 3,5 années de pensions pour les hommes.

ii) L'effet des modifications du calcul du salaire de référence apparaît atténué par le minimum contributif. Les auteurs suggèrent, par exemple, que l'indexation sur les prix des salaires portés au compte aurait entrainé une baisse des pensions (évolution défavorable du SAM) pour 93% des individus de la génération 1938 et une hausse (évolution favorable du SAM) pour les 7% restants. La prise en compte du minimum contributif limite la proportion de perdants à 58% de l'ensemble des individus. L'ampleur de cet effet dépend positivement et principalement du niveau du salaire de référence. Enfin, les 4 derniers déciles de salaire de référence auraient subi de fortes baisses de pensions (de 10 à 40%).

iii) L'effet-durée d'assurance : l'allongement de la durée d'assurance requise pour le taux plein aurait eu un impact à la baisse limité sur le montant des pensions et se serait traduit par un taux de liquidation plus faible pour uniquement 6% des individus de la génération 1938. L'effet-durée d'assurance aurait en revanche eu un impact positif sur le montant des pensions pour 21% des individus. L'effet-durée d'assurance se révèle plus nuancé que l'effet indexation et celui des modifications du calcul du salaire de référence parce qu'il se combine aux effets de la durée d'assurance sur les autres paramètres agissant sur le montant mensuel et le montant cumulé des pensions. Par exemple, le fait de prolonger une carrière de quelques trimestres supplémentaires permet à certains assurés d'intégrer des salaires plus élevés dans le calcul du SAM et d'améliorer le montant mensuel et cumulé des pensions.

Notre étude s'inscrit dans le prolongement des évaluations de l'impact des réformes sur les revenus de remplacement, en considérant à travers l'équivalent patrimonial des droits à retraite, la somme actualisée pensions à verser de la liquidation des droits jusqu'au décès des assurés.

Section 2. Les données et la méthodologie

Pour un assuré à la retraite, l'équivalent patrimonial des droits directs est fonction de son âge (courant ou à la liquidation de ses droits), de sa probabilité de survie à chaque âge de la retraite, du montant de la pension à recevoir sachant que ce montant est susceptible d'évoluer avec les facteurs de revalorisation des pensions jusqu'à son décès. Le montant de la pension dépend naturellement des conditions de liquidation des droits (directs ou dérivés) applicables à chaque assuré (âge légal d'ouverture des droits, durée d'assurance requise, décote, surcote, etc.) qui eux-mêmes varient en fonction de leurs caractéristiques individuelles (sexe, génération, salaire de référence, catégorie ou groupe socio-professionnelle, mono ou poly-affiliation aux régimes, etc.). Les Echantillons Inter-régimes des Retraités (EIR)[2] permettent d'avoir une information relativement exhaustive sur la population des assurés à la retraite (flux des nouveaux et stock des anciens), le montant des pensions, et les conditions de liquidation (âge de liquidation, durée de cotisation validée, etc.) dans l'ensemble des régimes de retraite. Les données des EIR sont des données administratives et présentent à ce titre l'inconvénient d'être uniquement collectées auprès des caisses de retraite, si bien qu'aucune information autre que celle relevant de la gestion de ces caisses n'est renseignée.[3]

2.1 Les hypothèses retenues dans la mesure de l'EPDR

Vernière (1997) définit formellement l'équivalent patrimonial des droits à retraite d'une population d'assurés de taille à chaque âge durant l'année comme suit :

(1)

avec , la probabilité de survie d'un assuré d'âge jusqu'à l'âge , l'âge de liquidation, le montant de la pension de retraite perçue à l'âge , l'âge du décès et le taux d'actualisation (supposé constant). En adaptant cette formule de calcul aux données microéconomiques de l'EIR, l'équivalent patrimonial des droits à retraite (total) d'un assuré à

[2] Les échantillons inter-régimes des Retraités (EIR) permettent d'avoir des informations sur la carrière et les conditions de liquidation des assurés (affiliés et pensionnés) aux régimes de base, complémentaire et supplémentaire qui composent le système de retraite français. L'édition 2008 est la plus récente disponible au moment de la réalisation de l'étude. Les personnes représentées dans l'EIR 2008 sont âgées de 34 ans et plus au 31 décembre 2008, et extraites du répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) mis à jour par l'INSEE.

[3] Cet inconvénient ne limite pas la portée de notre analyse au sens où les informations contenues dans les EIR nous permettent de réaliser l'étude d'impact de la réforme des retraites de 1993.

la retraite d'âge en 2008 noté , se décompose en un EPDR résiduel et en un EPDR consommé tels que la figure 1 permet d'illustrer.

Insérer la figure 1

i) Un EPDR ***résiduel*** noté à partir de 2009 et jusqu'au décès pour un assuré recevant un prestation mensuelle de droit direct d'un montant en 2008 et ayant des probabilités de survie conditionnelles entre 2008 et l'année de son décès avec , donné par la formule :

(2) avec t = 0 pour 2008.

ii) Un EPDR ***consommé***, noté de l'âge de liquidation jusqu'à l'âge courant de l'assuré en 2008 ( ) est égal à :

(3)

Par conséquent, l'l'EPDR ***total*** d'un individu i, noté $EPDR_i$, est égal à la somme de l'EPDR résiduel et de l'EPDR consommé, tel que :

(4)

Encadré : Les hypothèses de calcul de l'EPDR des assurés à la retraite

Pour réaliser cette mesure de l'équivalent patrimonial des droits à retraite, il a été nécessaire de formuler des hypothèses sur les paramètres clés des calculs.

Hypothèse sur le taux d'indexation des pensions

L'EIR indique, pour chaque assuré à la retraite, le montant des prestations perçues à une date donnée. Sachant que les prestations sont revalorisées, il convient de calculer la chronique des prestations revalorisées en fonction de l'inflation anticipée. Cependant, comme les prestations sont actualisées, l'effet de l'inflation peut être neutralisé avec le choix d'un taux d'actualisation de 1,5 %.

Hypothèses sur le taux d'actualisation

La chronique des prestations est actualisée sur la durée de survie probable des assurés à la retraite. Dans l'application de la formule (2), la durée limite est contrainte à 100 ans, de sorte que l'actualisation porte sur une période moyenne voisine de 30 ans. Le choix d'un taux d'actualisation est une question aussi cruciale que controversée dans la littérature. Pour le calcul de l'EPDR microéconomique, il est possible de se placer du point de vue de l'assuré à la retraite qui actualise la somme des prestations reçues jusqu'à son décès. Peu de travaux sont consacrés au choix d'un taux d'actualisation individuel (pour une revue de la littérature, voir Frederick et alii, 2002). Les contributions les plus récentes s'appuient sur des recherches en économie expérimentale et comportementale, et soulignent la difficulté à « purger » la perception pure du temps d'autres variables (incertitude, déformation des préférences, perception de soi-même, habitudes…). Des travaux analogues aux nôtres sont peu diserts sur le choix du taux d'actualisation. Vernière (1997) retient un taux de 4% en termes réels. Buffard-Girardot (2010) souligne que «ce taux doit refléter le taux d'intérêt réel mais également l'évolution des prix sur laquelle se base la revalorisation des pensions de retraite ». Elle compare les valeurs d'EPDR pour trois taux d'actualisation : 0%, 2% et 4% ; et

constate que l'EPDR moyen des retraités varie de 166 000 € pour un taux égal à 0%, à 113 100 € pour un taux de 4%.

Plus récemment, Blanchet et Le Minez (2012) procèdent à une évaluation de l'impact des réformes des retraites en France à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE, et retiennent comme taux d'actualisation des « droits acquis à retraite » (DAR) 3%, avec 2 et 4% en variantes. Au bout du compte, le taux d'actualisation pertinent pour analyser l'impact des réformes des retraites sur l'EPDR est probablement le taux de rendement des placements d'épargne retraite. Comme les produits dédiés à l'épargne retraite, à savoir le PERP et le PERCO, sont de création récente, on ne dispose pas de séries longues permettant d'extrapoler une tendance passée. De manière alternative, on peut utiliser le taux de rendement des contrats d'assurance vie en euros, qui sont utilisés comme de proches substituts à l'épargne retraite. Ce taux de rendement a suivi la baisse générale des taux d'intérêt à long terme au cours de la dernière décennie (Berthon et alii, 2014). Compte tenu des perspectives de croissance molle attendues dans les prochaines années, un taux d'actualisation égal à 1,5 % serait plausible.

Les probabilités de survie

Une autre composante importante du calcul de l'EPDR concerne les probabilités de survie puisqu'il s'agit de pondérer les montants des prestations perçues par les retraités, conditionnellement à leur survie chaque année. Pour estimer les probabilités de survie, deux options sont envisageables :

i) la plus simple consiste à imputer à chaque assuré à la retraite de l'échantillon la probabilité moyenne de survie de sa génération, tirée de tables de mortalité officielles et différenciées selon le genre. Pour tenir compte de l'augmentation tendancielle de l'espérance de vie, on peut éventuellement utiliser des tables avec décalages d'âge, comme cela est pratiqué par les assureurs dans la tarification des contrats d'assurance mixte ou décès ;

ii) la seconde consiste à inférer, à partir des vagues d'EIR, les probabilités de survie '*in sample*'. En effet, les EIR permettent le suivi des retraités figurant dans l'échantillon d'une année de collecte des informations à une autre, et dont la « sortie » entre deux années de collecte est, pour l'essentiel, imputable à leur décès.

La technique d'échantillonnage dans les EIR pose cependant un problème particulier. En effet, pour des raisons propres aux concepteurs de la base, notamment dans le cadre de la préparation des réformes des retraites, certaines générations ont été « sur-échantillonnées » à certaines dates, de sorte que d'une vague à l'autre des assurés à la retraite de ces générations ont été retirés de la base, non pas parce qu'ils étaient décédés, mais parce que la vague suivante comportait de nouveau la même représentativité pour cette génération que pour les autres générations (pour plus d'informations, voir les guides d'exploitation des EIR publiés par la DREES). Par conséquent, nous avons retenu des tables de mortalité différenciées par sexe, mais homogènes quel que soit le régime d'affiliation des retraités, ce qui constitue une limite certaine de notre étude.

Ainsi, les probabilités de survie ont été calculées à partir de la table de mortalité moyenne des années 2000-2008, issue de Blanpain et Chardon (2011). Pour chacun des assurés de l'échantillon en 2008 (les retraités présents sont âgés de 34 à 99 ans), nous estimons leur probabilité annuelle de survie jusqu'à 100 ans (âge maximum), conditionnellement à leur âge en 2008. Par exemple, pour un individu de 34 ans en 2008, les probabilités annuelles conditionnelles de survie sont calculées comme le rapport des survivants à l'âge concerné sur les survivants d'âge égal à 34 ans. L'affectation des probabilités de survie se fait selon le sexe et l'âge dans les tables de données. Ainsi, dans l'exemple précédent, l'assuré se voit recevoir 67 variables correspondant à ses 67 probabilités annuelles de survie entre 34 et 100 ans.

2.2 La méthodologie de l'évaluation de l'impact de la réforme de 1993

La stratégie d'identification des individus susceptibles d'avoir été exposés aux modifications induites par les lois portant réforme des retraites de 1993 et de 2003 consiste à distinguer les générations et les conditions qui leur sont applicables au moment de la liquidation de leurs droits à retraite. Jusqu'en 2008, ces conditions présentent des spécificités selon les régimes dans lequel les individus acquièrent leurs principaux droits à retraite.

Sur la période d'étude et de disponibilité des données, les générations concernées par les réformes de 1993 et de 2003 sont celles de 1934 à 1948 : les générations nées de 1934 à 1943 ne sont concernées que par la réforme de 1993 tandis que les générations suivantes nées de 1944 à 1948 sont concernées par les deux réformes.

Les réformes de 1993 et de 2003 visant implicitement à repousser l'âge d'ouverture des droits à retraite en augmentant explicitement et progressivement la durée d'assurance requise par génération permettant de partir à la retraite à taux plein ont produit des effets directs au niveau individuel sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite que la stratégie d'identification adoptée dans notre étude permet d'identifier :

i) un effet « âge de liquidation» ou « report » auquel s'exposent les individus qui ouvrent leurs droits à retraite au-delà de l'âge de référence qui est légalement de 60 ans pour les générations concernées et qui se révèle être le plus souvent de 60 ans et 1 mois pour les individus partis à la retraite dans les données de l'EIR.[4] En repoussant l'âge de liquidation au-delà de 60 ans et 1 mois, les individus réduisent la durée de perception de leurs pensions de retraite, ce qui toutes choses égales par ailleurs diminue leur équivalent patrimonial des droits à retraite par rapport à ceux qui liquident leurs droits à retraite à un âge au plus égal à 60 ans et 1 mois.

ii) un effet « durée d'assurance déficitaire » ou « décote » auquel les individus s'exposent chaque fois qu'ils ouvrent leurs droits à retraite sans la durée requise pour leur génération

[4] Les générations échantillonnées dans les Echantillon Inter-régimes des Retraités (EIR) sont nés au cours de la première quinzaine du mois d'Octobre tandis que les informations transmises par les caisses sont celles en vigueur au 31 décembre de l'année de collecte. Par exemple, les individus de génération 1948 ouvrent légalement leurs droits à retraite entre le 1er et le 15 octobre 2008. L'âge de référence étant le plus souvent de 60 ans et 1 mois, la plupart des individus de cette génération part à la retraite au plus tard le 15 novembre. Au-delà du 15 novembre, les individus de cette génération peuvent être considérés comme ayant repoussé leur départ à la retraite.

avant la date anniversaire de leurs 65 ans.[5] En fonction de la durée d'assurance prise en compte (la durée validée dans le régime ou tous régimes) et de leur âge à la liquidation, ces individus courent au mieux le risque de partir à la retraite sans le taux plein et au pire de subir une décote, une pénalité de 0,5% par année manquante dans la limite de 5 ans. Partir à la retraite sans le taux plein réduit le montant des pensions à recevoir, ce qui toutes choses égales par ailleurs, diminue l'équivalent patrimonial des droits à retraite par rapport à ceux qui partent à la retraite à taux plein.

ii) un effet « durée d'assurance excédentaire » ou « surcote » qui peut être pris en compte chaque fois qu'un individu ouvre ses droits à retraite à l'âge légal (60 ans et 1 mois) avec une durée d'assurance au moins égal à la durée requise pour sa génération. Cet effet est assimilé à un effet « âge de liquidation » sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite avant le 1er janvier 2004 puisque jusqu'à cette date, les individus partant à la retraite ne recevaient aucune majoration de pension pour les trimestres supplémentaires cotisés et validés au-delà du nombre de trimestres requis pour une retraite à taux plein.

Le tableau 1 permet d'illustrer les conditions de liquidation applicables à chaque retraité d'une génération (par exemple, à la génération 1934) et les effets auxquels ils se sont exposés.

Insérer le tableau 1

Le tableau 1 montre que la stratégie d'identification retenue aboutit à la définition de 4 situations possibles pour les assurés à la retraite à la liquidation de leurs droits :

- Situation 1 – sans effet « report » sans effet « décote » avec potentiel effet «surcote »
- Situation 2 – sans effet « report » avec effet « décote » sans effet « surcote »
- Situation 3 – avec effet « report » sans effet « décote » avec effet « surcote »
- Situation 4 – avec effet « report » avec effet « décote » sans effet « surcote »

Les situations 3 et 4 correspondent à des situations spécifiques dans lesquelles les individus combinent :

- Un effet « report et surcote » dans la situation 3
- Un effet « report et décote » dans la situation 4

La situation 3 décrit la position des assurés qui ont reculé leur âge de départ à la retraite et qui se retrouvent à la liquidation avec une durée d'assurance validée au moins égale à la durée

[5] Age du taux plein automatique avant la réforme de 2010

requise pour leur génération. Ils peuvent avoir repoussé leur départ à la retraite pour annuler la pénalité en cas de trimestres manquants ou parce que les conditions d'exercice de leur activité leur permettent de prolonger leur activité au-delà de l'âge légal d'ouverture des droits à retraite.[6]La situation 4 représente celle des individus qui ont liquidé leurs droits à retraite au-delà de 60 ans et 1 mois et qui malgré tout partent à la retraite sans le taux plein. Pour ces derniers, le report de l'âge de liquidation se révèle insuffisant pour annuler la pénalité imposée par la loi en cas de trimestres manquants par rapport à la durée d'assurance requise pour leur génération.

La stratégie retenue permet d'appliquer la méthodologie des doubles différences en référence à la situation 1. Cependant, la situation 3 peut soulever un problème d'identification puisqu'elle ne permet pas de distinguer parmi ceux qui reportent et qui présentent une durée d'assurance supérieure à la durée requise pour le taux plein, ceux qui à 60 ans et 1 mois n'ont pas la durée requise et qui doivent reculer leur départ à la retraite (report « contraint ») de ceux qui au même âge ont la durée requise pour leur génération mais prolongent leur activité (report « volontaire ») de quelques mois, trimestres ou années. Dans les deux cas, les assurés reportent leur départ à la retraite sans que les trimestres cotisés au-delà de l'âge légal d'ouverture des droits à retraite ne leur permettent d'accroître le montant de leurs pensions puisque la réforme de 1993 ne prévoit aucun mécanisme de gratification des assurés qui dotés de la durée requise pour le taux plein ne cessent pas leur activité.[7] Au total, un report qu'il soit « contraint » ou « volontaire » conduit à réduire la durée de versement des pensions de retraite à espérance de vie à la retraite donnée et a les mêmes effets en termes de salaires de référence, d'indexation (salaires portés au compte puis pensions de retraite) et d'équivalent patrimonial des droits à retraite.

En résumé, les assurés d'une génération donnée affiliés au même régime peuvent présenter des différences d'équivalent patrimonial des droits à retraite selon qu'ils aient été ou non « impactés » par les réformes à travers les effets « report » et « décote ».

Les tableaux 2 et 3 indiquent respectivement la distribution au sein des générations nées entre 1934 et 1948 et par génération au sein de celles nées entre 1934 et 1943 des assurés touchés par les effets « report » et « décote ». Ils permettent d'évaluer la proportion d'individus uni-

[6] Ce qui peut par exemple être le cas des individus occupant un emploi de cadre ou exerçant une profession intellectuelle supérieure.

[7] Jusqu'au 1er janvier 2004, date de mise en application de la surcote instituée par la loi portant réforme des retraites de 2003, l'effet « report et surcote » correspond de fait uniquement à un effet « report ».

pensionnés au régime général (CNAV) ayant ou non ouvert leurs droits à retraite au-delà de 60 ans et 1 mois et qui ont subi ou non une décote en cas de trimestres manquants (1 trimestre au minimum et 20 trimestres au maximum).

Insérer les tableaux 2 et 3

Dans toutes les générations de 1934 à 1943, le recul de l'âge de liquidation concerne au moins la moitié des assurés et permet d'éviter de subir une décote sur le montant de la pension à l'ouverture des droits à retraite. Néanmoins, une faible proportion d'individus, un peu de moins de 2% des générations 34 à 42 et 2,46% de la génération 1943, recule leur départ à la retraite, mais liquide leurs droits sans avoir la durée requise pour le taux plein.

Section 3. Les modèles de régression et les résultats

Deux types de modèles de régression sont mis en œuvre pour évaluer l'impact de la réforme de 1993 : un modèle d'estimation en différences premières et un en doubles différences. La technique des doubles différences consiste :

i) d'une part, à mesurer la différence dans la variable d'intérêt entre deux populations, l'une exposée (groupe de traitement) et l'autre non exposée (groupe de contrôle) à une politique publique à une date donnée avant sa mise en place. Cette différence donne une estimation des écarts structurels initiaux entre les deux populations.

ii) d'autre part, à mesurer l'écart dans la variable d'intérêt entre ces deux populations à une date donnée après la mise en place de la politique publique.

En faisant la différence dans le temps de la variable d'intérêt entre les deux populations (double différence « exposée versus non exposée » et « avant versus après » mise en place d'une politique publique), il devient possible d'identifier un effet propre de la politique publique, sous l'hypothèse qu'en son absence, la différence dans la variable d'intérêt entre les deux populations serait restée constante dans le temps. Dans notre étude, le problème du biais de sélection est mineur puisque les changements législatifs ou réglementaires en matière de retraite s'appliquent à des ensembles complets de générations. Une réforme des retraites s'impose à tous, à tout le moins à tout groupe d'individus possédants des caractéristiques définies par la loi (affiliés à tel ou tel régime, nés à telle ou telle date…).

La démarche empirique adoptée ici présente des similitudes avec celle utilisée par Bozio (2011).[8] En effet, la nature particulière des politiques de retraite au sens où les mesures sont applicables au fil des générations, permet de s'affranchir d'une démarche avant et après réforme et de privilégier une identification des individus concernés par une réforme basée sur leur génération d'appartenance.

Notre étude étend la méthodologie des doubles différences à l'évaluation de l'impact des réformes de retraite sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite. Les modèles de régression développés dans cette étude sont conçus pour résoudre deux difficultés. D'une part, ils doivent permettre d'isoler les individus « impactés » et « non impactés » par les réformes et d'autre part permettre de mesurer l'impact spécifique de la réforme de 1993 sur les générations 1934 à 1943 et les impacts cumulés des réformes de 1993 et 2003 pour les générations 1944 à 1948 :

- Le premier modèle vise à évaluer les effets report et décote au sein des générations 1934-1943 uniquement concernées par la réforme de 1993 comme suit :

(5)

- Le second modèle cherche à estimer les effets report et décote induits par la réforme de 1993 avant et après 2004 dans l'ensemble des générations concernées (1934-1948) comme suit :

(6)

Avec selon le modèle, pour chaque individu des générations comprises entre 1934 et 1948, les variables suivantes qui traduisent selon leurs modalités :

, l'assuré part en retraite avant 2004 (borne exclue), 0 sinon,

, l'assuré reporte son départ aux conditions de 1993, 0 sinon,

, l'assuré subit une décote aux conditions de 1993, 0 sinon,

un vecteur de variables de contrôle (sexe, lieu de naissance, départements de résidence),

terme d'erreur supposé suivre une loi normale

[8] Bozio (2011) cherche à évaluer l'effet report de l'âge de liquidation induit par l'allongement de la durée de cotisation requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein suite à la réforme de 1993. Il trouve que pour une année supplémentaire d'assurance requise, les hommes repoussent leur départ à la retraite de 9 mois tandis que la durée du report est de 5 mois pour les femmes.

Dans l'ensemble des générations concernées par la réforme des retraites de 1993 (assurés nés entre 1934 et 1948), les effets des deux principales variables de traitement sont évalués : « avoir reporté son départ au-delà de l'âge légal de 60 ans et 1 mois» et « avoir subi une décote aux conditions de la réforme de 1993 ». Comme les conditions de liquidation varient selon que les affiliés partent avant ou après 2004, il est nécessaire d'introduire une variable temporelle permettant de distinguer les assurés partis à la retraite avant et après cette date dans les groupes de traitement (les « impactés ») et de contrôle (les « non impactés »). Par conséquent, le second modèle permet d'estimer les effets induits de la réforme des retraites de 1993 avant et après 2004.

Les modèles décrits par les relations (5) et (6) sont estimés sur les quantiles d'EPDR afin d'évaluer l'ampleur des effets de report et de décote, et des écarts de revenus de remplacement générés par ces effets le long de la distribution de l'EPDR.

Le tableau 4 propose une synthèse des coefficients que le modèle décrit par la relation (6) permet d'estimer pour des valeurs données de la variable temporelle et des variables de traitement.

Insérer le tableau 4

Les coefficients (8) à (5) décrits dans le tableau 4 sont ceux obtenus dans le groupe des assurés à la retraite avant 2004 (groupe de « traitement ») :

- Le coefficient (8) est celui de l'EPDR moyen avec effets « report » et « décote ».
- Les coefficients (7) et (6) mesurent l'EPDR moyen respectivement sans effet « report » avec effet « décote », avec effet « report » et sans effet « décote ».
- Le coefficient (5) sert de référence dans l'évaluation de l'impact des réformes sur l'EPDR dans le groupe de traitement.

Les coefficients (4) à (1) également décrits le tableau 4 sont ceux obtenus dans le groupe des assurés à la retraite après 2004 (groupe de « contrôle ») :

- Le coefficient (1) mesure l'EPDR moyen sans effets « report » et « décote », et sert également de référence dans la mesure des effets de la réforme sur l'EPDR dans le groupe de contrôle.
- Les coefficients (4) à (2) mesurent l'EPDR moyen respectivement avec effets « report » et « décote », sans effet « report » et avec effet « décote », et avec effet « report » et sans effet « décote ».

Les estimateurs des doubles différences, qui permettent de mesurer les écarts d'EPDR générés par un effet donné de la réforme (report ou décote, report et décote) dans le temps, sont obtenus en considérant les différences d'EPDR (mesurés grâce aux coefficients (1) à (8) décrits le tableau 4) au sein d'un groupe du traitement (désigné par la lettre T) et du groupe de contrôle correspondant (désigné par la lettre C) pour chaque effet considéré comme suit :

- *Différentiel d'EPDR moyen entre les assurés partis avant et après 2004 uniquement avec un effet « report » :*

- *Différentiel d'EPDR moyen entre les assurés partis avant et après 2004 uniquement avec un effet « décote » :*

- *Différentiel d'EPDR moyen entre les assurés partis avant et après 2004 avec un effet « report et décote »*

Un différentiel d'EPDR positif (respectivement, négatif) indique que pour un effet donné de la reforme (report, décote ou report et décote), les assurés partis avant 2004 (anciennes générations de retraités) ont liquidé leurs droits à retraite dans des conditions plus (respectivement, moins) favorables en termes d'EPDR que les assurés partis à la retraite après 2004 (jeunes générations de retraités) dans la population étudiée. Pour un effet donné, il renseigne sur le montant moyen de la perte (si positif) ou du gain (si négatif) en niveau de vie d'une génération à une autre d'assurés à la retraite.

3.1 Les résultats des régressions sur les niveaux d'EPDR

3.1 – A. L'effet marginal de la réforme sur les niveaux d'EPDR

Insérer le tableau 5

Les résultats des modèles de régressions sur les niveaux d'EPDR décrits par les relations (5) et (6) dans le tableau 5 révèlent des effets marginaux directs du report et de la décote très significatifs et qui se traduisent par des pertes d'EPDR pour les assurés concernés par ces effets par rapport aux assurés qui partent à la retraite à l'âge légal à taux plein. Combiné à une décote (respectivement, un report), l'effet négatif d'un report (respectivement, d'une décote) est atténué, ce qui suggère que les assurés qui repoussent leur départ à la retraite bien que subissant toutes choses égales par ailleurs une diminution d'EPDR liée à la réduction de la durée de versement des pensions, limitent l'effet de la décote sur le montant de leur pension (en cotisant quelques trimestres supplémentaires avec le report) et améliorent ainsi leur EPDR.

En outre, les assurés partis à la retraite avant 2004 ont un EPDR significativement plus élevé que ceux qui liquident leurs droits après 2004. Ceci suggère qu'à effets donnés, la montée en charge de la durée d'assurance requise a augmenté les écarts de revenus à la retraite en défaveur des nouveaux liquidants. Partir à la retraite avant 2004 amplifie la baisse de l'EPDR induite par le report alors qu'un départ à la retraite avant 2004 atténue la réduction d'EPDR induite par la décote : le premier résultat souligne que les départs avec report de l'âge de liquidation dans les anciennes générations de retraités ont significativement réduit l'EPDR par rapport aux départs tardifs parmi les nouveaux liquidants alors que le second résultat indique que les départs en retraite avec décote ont été relativement plus « favorables » en termes d'EPDR aux anciennes générations plutôt qu'aux jeunes générations d'assurés à la retraite de la population étudiée. Le premier résultat s'explique par le fait que l'âge à la liquidation dans les générations parties avant 2004 est plus élevé que celui des générations parties après 2004, ce qui tend à accentuer la perte des revenus à la retraite liée au report. Le second résultat suggère en revanche que malgré la révision du barème de la décote instituée par la réforme de 2003 dans les régimes du secteur privé, les générations parties après 2004 subissent une perte de revenus à la retraite liée à la décote. Ce résultat se justifie ici par le fait que le nombre de trimestres manquants, par rapport au nombre de trimestres requis pour une retraite à taux plein et qui expose les assurés à une décote sur le montant de leurs pensions, est plus élevé dans les générations parties après 2004 et tel qu'il ne leur permet pas de bénéficier des barèmes de

décote plus avantageux. Ouvrir ses droits à retraite avant 2004 atténue l'effet positif du report sur la décote mais n'est pas significatif dans les générations concernées par la réforme.

3.1 – B. L'effet global de la réforme sur les niveaux d'EPDR

Insérer les tableaux 6 et 7

Les résultats décrits dans les tableaux 6 et 7 montrent que l'ampleur de la perte de revenus à la retraite liée au report de l'âge de liquidation est plus importante que celle liée à la décote.

Dans le modèle en doubles différences, la perte de revenus à la retraite liée à un report est estimée à 43 075 euros contre une perte liée à la décote de 21 105 euros. Le report permet de limiter la perte liée à la décote de manière significative puisque celle-ci n'est plus que de 3 747 euros pour les assurés qui prolongent leur activité pour limiter la pénalité en cas de trimestres manquants. Pour ces niveaux donnés de pertes d'EPDR, un départ avant 2004 augmente l'EPDR des assurés de 11 582 euros, ce qui signifie que les assurés partis à la retraite avant 2004 bénéficient de revenus à la retraite plus importants que les assurés partis après 2004 jusqu'à leur décès. Toutefois, un report avant 2004 génère une perte plus importante qu'un report après 2004 puisque son niveau est estimé à 51 383 euros contre 43 075 euros. Le niveau de perte liée à la décote est en revanche plus faible pour un départ avant 2004 de l'ordre de 4 952 euros contre 21 105 euros pour un départ après 2004, ce qui se traduit par une perte de très faible ampleur de l'ordre de 427 euros pour les assurés partis avant 2004 qui reculent leur âge de départ à la retraite pour augmenter le nombre de trimestres cotisés et validés et ainsi réduire la baisse de leurs pensions si une décote vient à être appliquée à l'ouverture de leurs droits à retraite.
Pour des niveaux donnés de gains ou de pertes par rapport aux assurés qui ouvrent leurs droits à retraite aux conditions requises suite à la réforme de 1993, les femmes ont en moyenne un EPDR inférieur de 60 196 euros par rapport à celui des hommes. Les assurés nés en France ont en moyenne un EPDR supérieur de 34 246 euros à celui des assurés nés à l'étranger.

Insérer le tableau 8

L'analyse de l'impact de la réforme dans le temps (avant et après 2004) révèle que les variations d'EPDR (tableau 8) induites par un report sont favorables aux assurés partis à la retraite après 2004, tandis que celles associées à une décote ou aux deux effets (report et décote) sont quant à elles en faveur des générations à la retraite avant 2004. Les assurés à la

retraite après 2004 ont en moyenne un EPDR supérieur de 8 308 euros à celui des générations à la retraite avant 2004 suite à un report, mais leur EPDR est respectivement inférieur de 16 153 euros et de 3 320 euros suite à une décote et à un report combiné à une décote. Le report apparaît améliorer l'EPDR des jeunes générations de retraités comparativement aux anciennes générations de retraités tandis que la décote et le report combiné à la décote produisent l'effet inverse, à savoir dégradent la situation en termes de revenus à la retraite des premiers par rapport aux seconds.

3.2 Les résultats des régressions sur les quantiles d'EPDR

3.2 – A. L'effet marginal de la réforme sur les quantiles d'EPDR

Insérer les tableaux 9 et 13

Les régressions sur les quantiles d'EPDR (tableaux 9 et 13) confirment les résultats observés en niveau mais les effets induits (report et décote) de la réforme de 1993 et un départ à la retraite avant 2004 présentent des nuances selon que les assurés se trouvent dans la première ou la seconde moitié de la distribution de l'EPDR.

L'effet direct (positif) d'un départ avant 2004 croît le long de la distribution de l'EPDR et atteint son niveau le plus élevé au dernier centile de la distribution. A ce niveau de la distribution de l'EPDR, en revanche, un départ avant 2004 accentue plus fortement que dans le reste de la distribution les baisses d'EPDR induites non seulement par le report (à partir de la médiane) mais aussi par la décote (à partir des cinq derniers centiles).

La diminution de l'EPDR générée par un report est la plus forte au niveau de la médiane de la distribution de l'EPDR où par ailleurs l'effet « modérateur » du report sur la décote est le plus important. Toutes choses égales par ailleurs, subir une décote augmente l'EPDR des assurés jusqu'au premier décile puis diminue l'EPDR avec un effet (à la baisse) qui s'intensifie du premier quartile au dernier décile.

3.2 – B. L'effet global de la réforme sur les quantiles d'EPDR

Insérer les tableaux 10 à 12 puis 14 à 16

Les résultats décrits dans les tableaux 10 à 12 puis 14 à 16 montrent que l'ampleur du gain lié à un départ avant 2004 augmente le long de la distribution de l'EPDR dans la population des assurés à la retraite en 2008 : passant de 1 576 euros dans le premier décile à 33 787 euros dans le dernier décile de la distribution. Ce résultat confirme l'effet positif d'un départ avant

2004 sur l'EPDR et suggère que non seulement les écarts de revenus à la retraite se creusent entre les générations à la retraite avant et après 2004 en défaveur des nouveaux liquidants mais augmentent avec les niveaux d'EPDR. Plus l'EPDR est élevé, plus les écarts de revenus à la retraite entre les anciens et les nouveaux liquidants sont importants.

A l'exception notable du dernier centile, le recul de l'âge de liquidation génère une perte de revenus à tous les niveaux de la distribution de l'EPDR dans la population étudiée : le montant de la perte est le plus élevé au niveau de la médiane, de l'ordre de 41 936 euros contre 16780 euros dans le premier décile et 14 013 euros dans le dernier décile. Ce résultat souligne que l'effet durée de vie à la retraite (négatif) l'emporte sur l'effet hausse des pensions (positif) dans les variations d'EPDR liées à un report de l'âge de liquidation. Le report de l'âge de liquidation améliore uniquement l'EPDR des assurés à la retraite faisant partie du dernier centile qui enregistre un gain de 886 euros par rapport aux assurés à la retraite qui ouvrent leurs droits à 60 ans et 1 mois au plus.

L'effet direct de la décote se révèle négatif à partir du premier quartile, où il génère une perte de revenus de 9 776 euros pour les assurés exposés à cet effet par rapport à ceux qui liquident à taux plein, et atteint son maximum au niveau dernier décile où la perte liée à cet effet est estimée à 25 494 euros. L'effet (négatif) lié à la décote apparaît d'autant plus élevé que le niveau d'EPDR est élevé mais l'ampleur de la perte diminue dans les cinq derniers centiles où elle n'est plus que de 16 069 euros. En revanche, nous trouvons que les assurés intégrant le premier centile au premier décile enregistrent non pas une perte mais un gain d'EPDR lié à la décote et ce gain est d'autant plus élevé que le niveau d'EPDR est faible. Par exemple, dans le premier décile, le gain lié à la décote est estimé à 16 035 euros pour un départ après 2004 contre 33 038 euros pour un départ avant 2004. Ce résultat quelque peu surprenant peut être expliqué par le fait que les assurés à la retraite se trouvant à ces niveaux de la distribution de l'EPDR sont ceux dont la pension modeste, en raison de carrières à revenus modestes (au plus au niveau du salaire minimum), est portée au minimum contributif et qui pour en bénéficier justifient d'une durée d'assurance (nombre trimestres cotisés) minimum[9] au régime général indépendamment de leur génération. Ainsi, pour ces assurés, le nombre de trimestres manquants par rapport à la durée requise pour le taux plein dans leur génération ne génère pas

[9] Pour bénéficier du minimum contributif, il est nécessaire pour un assuré de remplir plusieurs conditions, dont celle d'avoir cotisé sur des salaires modestes au régime général, de recevoir un montant annuel total de pensions de retraites (de base et complémentaire) inférieur à 1 129, 40 euros (en 2015) ou encore d'avoir une durée d'assurance minimum au régime général qui est de 120 trimestres cotisés quel que soit son année de naissance.

de pénalité mais peut au contraire sous réserve d'avoir cotisé une durée minimale au régime général accroître le montant de leurs pensions et par suite leur EPDR. Pour ces derniers, l'effet direct (négatif) du report est plus que compensé par l'effet direct (positif) de la décote de sorte que dans le premier décile par exemple, un assuré qui cherche à combler sa distance au taux plein avec un recul de l'âge de liquidation a un EPDR en moyenne supérieur de 23 062 euros à celui d'un assuré à la retraite à taux plein après 2004 et supérieur de 42 317 euros à celui d'un assuré à la retraite en ayant rempli les conditions de liquidation requises avant 2004. Dans le reste de la distribution de l'EPDR, le report (respectivement, la décote) permet de limiter la baisse d'EPDR induite par la décote (respectivement, le report) : le montant de la perte n'est plus que de 9 650 euros pour un départ après 2004 au niveau de la médiane et de 2 354 euros dans le dernier décile également pour un départ après 2004. Pour les anciens liquidants, l'ampleur de la perte liée au report est telle que le recul de l'âge de liquidation permet uniquement de limiter la perte associée à la décote à 14 518 euros au niveau de la médiane et à 17 980 euros dans le dernier décile.

Conclusion

Cette étude propose un diagnostic de l'impact de la loi portant réforme des retraites de 1993. Ce diagnostic se fonde sur l'analyse d'une part, du comportement observé des assurés du régime général du secteur privé à la liquidation de leurs droits à retraite, et d'autre part des conséquences de leur situation au regard des dispositions de la nouvelle loi sur les écarts de revenus à la retraite entre les assurés sociaux.. Plus précisément, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure la réforme de 1993 a modifié la somme actuelle probable des pensions à recevoir par chaque assuré du régime général du secteur privé au cours de sa retraite (l'équivalent patrimonial des droits à la retraite) et contribué à accroître ou à réduire les écarts de revenus de remplacement servis par le régime général entre les assurés concernés par cette réforme jusqu'à leur décès. La réforme de 1993, à travers l'une de ses mesures-phare à savoir l'allongement progressif (par génération) de la durée d'assurance requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein, a généré deux effets qui ont une incidence directe sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite de chaque assuré : i) un effet report de l'âge de liquidation qui, en même temps qu'il lui permet d'acquérir des droits supplémentaires (en cotisant quelques trimestres supplémentaires) réduit la durée de vie à la retraite, et ii) un effet décote auquel s'expose un assuré chaque fois que, pour des causes endogènes ou exogènes, il liquide

ses droits à retraite sans la durée requise pour le retraite à taux plein et qui réduit le montant des pensions à recevoir jusqu'à son décès.

Nos résultats montrent, toutes choses égales par ailleurs, qu'un départ à la retraite avant 2004 plutôt que postérieurement à 2004 augmente l'EPDR des retraités concernés aussi bien en moyenne qu'à tous les niveaux de la distribution de l'EPDR dans la population étudiée, ce qui indique que la réforme de 1993 a pénalisé les nouveaux liquidants *per se.*

En outre, le fait de reculer son âge de départ en retraite diminue l'EPDR moyen : d'un côté, le report permet d'accumuler des droits supplémentaires, mais il réduit la durée passée en retraite, c'est ce second effet qui semble l'emporter sur le premier en moyenne et à tous les niveaux de la distribution de l'EPDR à l'exception du dernier décile où les assurés qui reculent leur âge de départ à la retraite ont un EPDR plus élevé que ceux qui ouvrent leurs droits à un âge au plus égal à 60 ans et 1 mois.

Le nombre de trimestres manquants par rapport à la durée d'assurance requise pour chaque génération qui expose les assurés à une pénalité sur le montant de leurs pensions, génère des pertes d'EPDR pour la plupart des assurés mais affecte différemment les assurés à revenus modestes qui voient leur EPDR significativement augmenter par rapport aux autres assurés dès lors qu'ils remplissent les conditions leur permettant de porter leurs pensions de retraite au minimum contributif.

Lorsqu'il est négatif, l'effet direct de la décote (respectivement, du report) est atténué par le report (respectivement, la décote), ce qui signifie que les assurés qui reculent leur âge de liquidation pour limiter les pénalités en cas de trimestres manquants sur leurs pensions de retraites peuvent sensiblement limiter les pertes d'EPDR par rapport aux assurés qui ouvrent leurs droits aux conditions de liquidation requises pour leur génération. Toutefois, la proportion d'assurés qui adopte ce comportement reste très faible.

Plusieurs approfondissements et pistes de recherches futures sont envisageables. Tout d'abord, nos estimations de l'EPDR reposent sur des tables de mortalité exogènes, issues des travaux de l'INSEE menés par Blanpain et Chardon (2011). En raison de la construction même des Echantillons Inter-régimes de Retraités (EIR) qui surreprésentent certaines générations, il n'a pas été possible de construire des tables de mortalité *in sample*, plus représentatives de la mortalité différentielle des retraités selon leur régime principal d'affiliation. Ceci pourrait être fait en construisant des tables de mortalité quadriennales et en

excluant de notre analyse les générations surreprésentées d'une vague EIR à une autre. Ensuite, l'étude d'impact s'est limitée à l'incidence de la réforme de 1993 sur l'EPDR constitutif des pensions normales des retraités monopensionnés du régime général. L'analyse pourrait être étendue aux réformes de 2003, 2010 en mobilisant les données de l'EIR 2012, ainsi qu'aux monopensionnés des autres régimes, et également de manière plus exhaustive aux polypensionnés dans la mesure où une fraction significative des générations les plus récentes part en retraite en ayant été affiliée à plusieurs régimes. Enfin, dans la mesure où les réformes des retraites semblent avoir réduit de manière significative l'EPDR (au moins pour les retraités monopensionnés du régime général), il serait intéressant de poursuivre l'analyse en examinant l'incidence de ces réformes sur le montant et la composition du patrimoine des ménages. Il est en effet possible que la baisse de l'EPDR ait pu conduire à des comportements d'anticipation d'épargne des ménages impactés. Un examen de cette question à l'aide des données de l'Enquête Patrimoine de l'INSEE pourrait utilement complément ce premier diagnostic des conséquences de la réforme de 1993 sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite des assurés sociaux à la retraite.

En matière de politique publique, cette étude soulève implicitement la question des conséquences de l'application d'une mesure, en l'occurrence l'allongement de la durée de cotisation requise pour une retraite à taux plein, destinée à permettre le retour à l'équilibre financier des régimes de retraite mais qui dans sa mise en œuvre affecte un ensemble hétérogène d'assurés sociaux aux profils de carrière différents et peut générer des écarts de revenus à la retraite. En mettant l'accent sur le comportement observé des assurés sociaux à la liquidation de leurs droits à retraite, cette étude met en évidence les risques de creusement des inégalités à la retraite qu'il est nécessaire d'évaluer et de limiter avant l'application de toute mesure visant à garantir la soutenabilité du système de retraite.

Références bibliographiques

Aubert P. (2009), « Allongement de la durée requise et âge de départ à la retraite, Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993 », Document de travail du Crest n° 2009-21.

Aubert P. (2012), « Allongement de la durée requise et âge de départ à la retraite, Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993 », Retraite et Société, n°62, pp 127-144

Berthon, J., D. Davydoff, L. Gabaut, M. Klages, G. Prache, M. Rossi, J. Rutecka, K. Struwe et J.M. Viver (2014), *Private Pensions : The Real Returns, A research report by Better Finance for All,* 2014 edition.

Blanchet D. et J-F. Ouvrard (2006) : « Evaluer les Engagements Implicites des Systèmes de retraite », in L'économie française, p.139-166.

Blanchet D., Le Minez S. (2012) : "Joint macro/micro Evaluations of Accrued-To-Date Pension Liabilities: An application to French Reforms", Document de travail n°G 2012/14, INSEE, Décembre.

Blanpain N. et Chardon O. (2011), « Les inégalités sociales face à la mort – Tables de mortalité par catégorie sociale et indices standardisés de mortalité pour quatre périodes (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999, 2000-2008 », Document de travail n°F1108, INSEE, Septembre.

Bozio, A. (2011), « Mesurer l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance : le cas de la réforme des retraites de 1993 », Economie et statistique, no 441-442, pp 39-53.

Bridenne, I., Brossard, C. (2008) « Les effets de la réforme de 1993 sur les pensions versées par le régime général », *Retraite et Société*, n°54, pp121-153.

Buffard-Girardot, P. (2010), « Mesure de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite en 2004 », Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, INSEE, Juillet, document de travail n° F1004. Conseil d'Analyse Economique 2013

Chybalski, F., (2012), "Measuring the Multidimensional Adequacy of Pension Systems in European Countries", Discussion paper PI-1204, The Pension Institute, March.

Debrand, T., Privât, A-G. (2006), « Quelle retraite pour les salariés suite aux réformes de 1993 et 2003 ? », *Revue Française d'Economie*, Volume 1 n°1, pp173-206.

Duc, C., Lermechin H. (2013), « L'impact des réformes de 1993, 2003 et 2008 sur le montant des pensions de base des salariés du secteur privé de la génération 1938 », Dossier Solidarité et Santé n°37, DREES, Mars.

Frederick S., Loewenstein G. et O'Donoghue T. (2002), "Time discounting and time preference: a critical review", *Journal of Economic Literature,* Vol. 40, No. 2 (Jun., 2002), pp. 351-401.

Givord P., D'Haultfoeuille X. (2013), « La régression quantile en pratique », Document de travail n°M2003/01, INSEE, Juillet.

Grech, A.G. (2012), "Evaluating the Possible Impact of Pension Reforms on Future Living Standards in Europe", MPRA, n°39851.

Grech, A.G. (2013), "How Best to Measure Pension Adequacy?", MPRA, n°46126.

Vernière, L. (1992), « Une évaluation de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite détenus par les ménages », Economie et Prévision, Volume 105, Numéro 105, pp. 87-93.

Vernière, L. (1997), « Une évaluation de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite détenu par les retraités en France », *Questions retraite*, n°97-06, Septembre.

Whitehouse, E. (2007), "Life-Expectancy Risk and Pensions: Who Bears the Burden", OECD Social Employment and Migration Working Papers n°60.

Whitehouse, E., A. D'Addio, R. Chomik, A. Reilly (2009), "Two Decades of Pension Reform: What has been Achieved and What Remains to be Done?", The Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice, 34, 515-335.

Annexe des figures et des tableaux

Figure 1 – Décomposition de l'EPDR total d'un assuré à la retraite dans l'EIR

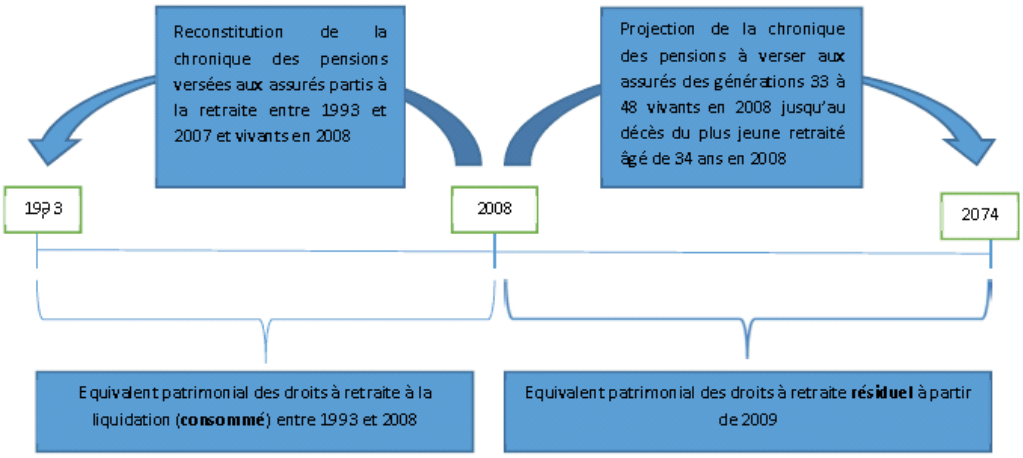


Tableau 1 : Les effets des réformes et le statut d'un assuré dans la stratégie d'identification retenue

Génération	Identification des effets				
	Observations/Individus	« Age de liquidation »	« Durée d'assurance déficitaire»	« Durée d'assurance excédentaire»	Statut de l'assuré dans la stratégie d'identification
		Age exact de liquidation > 60 ans et 1 mois	Durée requise -21 trimestres (130 trimestres par exemple) Durée validée Durée requise-1 (150 trimestres par exemple) avant 65 ans	Durée validée Durée requise (151 trimestres par exemple) à partir de 60 ans et 1 mois	
1934 (par exemple)	1	non	non	oui	« non impacté »
	2	non	oui	non	« impacté »
	3	oui	non	oui	« impacté »
	4	oui	oui	non	« impacté »

Source : DREES, EIR (2008), calculs des auteurs.

Lecture : L'individu 1 est parti à la retraite à un âge au plus égal à 60 ans et 1 mois avec au moins la durée requise pour sa génération, il fait partie du groupe de contrôle. L'individu 2 est parti à un âge au plus égal à 60 ans et 1 mois sans la durée requise pour sa génération, il fait partie du groupe de traitement et subit un seul effet : l'effet « décote ». L'individu 3 est parti à la retraite au-delà de 60 ans et 1 mois avec au moins la durée requise pour sa génération, il fait partie du groupe de traitement et subit un seul effet : l'effet « report ». L'individu 4 est également parti à la retraite après 60 ans et 1 mois sans la durée requise pour sa génération. Ce dernier subit deux effets : un effet « report et décote ».

Tableau 2 : Distribution au sein des générations concernées par la réforme des retraites de 1993 des assurés touchés par les effets « report » et « décote »

Générations	Les effets induits par la réforme de 1993			
	CNAV			
	« Age de liquidation » ou « Report »	%	« Durée d'assurance déficitaire » ou « Décote »	%
1934-1943	Oui	54,07	Oui	1,55
			Non	98,45
	Non	45,93	Oui	2,43
			Non	97,57
1944-1948	Oui	24,23	Oui	3,52
			Non	96,48
	Non	75,77	Oui	3,20
			Non	98,22

Source : DREES, EIR (2008), calculs des auteurs.
Champ : Les uni-pensionnés du régime général.
Lecture : Plus de la moitié (54,07%) des assurés nés entre 1934 et 1943 a reculé son départ à la retraite au-delà de l'âge légal de 60 ans et 1 mois. Parmi eux moins de 2% (1,55%) a ouvert ses droits à retraite avec une durée d'assurance inférieure à la durée requise pour le taux plein et subi une décote.

Tableau 3 : Distribution par génération au sein des personnes nées entre 1934 et 1943 des assurés touchés par les effets « report » et « décote »

Générations	Les effets induits par la réforme de 1993			
	CNAV			
	« Age de liquidation »	%	« Durée d'assurance déficitaire »	%
1934	Oui	54,40	Oui	1,37
			Non	98,63
	Non	45,60	Oui	2,39
			Non	97,61
1936	Oui	53,72	Oui	1,47
			Non	98,53
	Non	46,28	Oui	2,74
			Non	97,26
1938	Oui	52,52	Oui	1,35
			Non	98,65
	Non	47,48	Oui	2,06
			Non	97,94
1940	Oui	56,56	Oui	1,56
			Non	98,44
	Non	43,44	Oui	2,71
			Non	97,29
1942	Oui	53,44	Oui	1,25
			Non	98,75
	Non	46,56	Oui	2,00
			Non	98,00
1943	Oui	49,69	Oui	2,46
			Non	97,54
	Non	50,31	Oui	1,78
			Non	98,22

Source : DREES, EIR (2008), calculs des auteurs.
Champ : Les uni-pensionnés du régime général.
Lecture : Plus de la moitié (54,4%) des retraités nés en 1934 a liquidé leurs droits à retraite au-delà de 60 ans et 1 mois. Parmi eux, la grande majorité (98,63%) n'a subi aucune décote avec le report de la liquidation. Ceux qui en revanche ont ouvert leurs droits au plus à 60 ans et 1 mois (45,6%) n'ont pour la plupart (97,61%) subi aucune décote.

Tableau 4 : Variable temporelle, variables de traitement et estimateurs

Critères d'identification				
Dimension temporelle		Traitements		Estimateurs
		Effet « report »	Effet « décote »	
Départ avant ou après 2004	(Avant 2004)			(8)
				(7)
				(6)
				(5)
	(Après 2004)			(4)
				(3)
				(2)
				(1)

Tableau 5 : Les régressions en doubles différences et en différences premières sur les niveaux d'EPDR total pour un taux d'actualisation de 1,5 %

Population cible	Générations 1934-1948	Générations 1934 - 1943
Type de régressions	Doubles différences	Différences simples
Constante	205546***	224111***
Départ04	11582***	
Report93	- 43075***	- 75371***
Décote93	- 21105***	- 16246***
Report93*Décote93	60433***	76322***
Départ04*Report93	- 8308***	
Départ04*Décote93	16153***	
Départ04*Décote93*Report93	- 4525	
Femme	- 60196***	- 52201***
Né(e)s en France	34246***	31083***
N	85127	46918
R^2 ajusté	0.4056	0.5134

Les estimations MCO (avec correction de White) ont été obtenues. Un test *VIF* a rejeté la multi-colinéarité potentielle entre les variables explicatives.

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

Les variables de contrôle « départements de résidence » (réf département 06) n'ont pas été reportées dans ce tableau.

Départ = 1 si départ à la retraite avant 2004, 0 sinon.

Champ : les assurés mono pensionnés du régime général (CNAV) percevant une pension normale

Tableau 6 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur les niveaux d'EPDR en différences premières

Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau moyen estimé de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle (en Euros)
Sans report et sans décote		224 111	X	X
Avec report et sans décote		148 740	X	75 371
Sans report et avec décote		207 865	X	16 246
Avec report et décote		208 816	X	15 295

Tableau 7 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur les niveaux d'EPDR en doubles différences

Date de départ à la retraite	Effets	Coefficients	Niveau moyen estimé de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)
Après 2004	Sans report et sans décote		205 546	X	X
	Avec report et sans décote		162 471	X	43 075
	Sans report et avec décote		184 441	X	21 105
	Avec report et décote		201 799	X	3 747
Avant 2004	Sans report et sans décote		217 128	11 582	X
	Avec report et sans décote		154 163	X	51 383
	Sans report et avec décote		212 176	X	4 952
	Avec report et décote		216 701	X	427

Tableau 8 : Variations d'EPDR avant et après 2004 pour chaque effet induit de la réforme de 1993

Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Variations d'EPDR avant – après 2004
Avec report et sans décote		
Sans report et avec décote		
Avec report et avec décote		

Tableau 9 : Les régressions sur les quantiles d'EPDR en différences premières

		Quantiles								
	MCO	0,01	0,05	0,1	0,25	Médiane	0,75	0,9	0,95	0,99
Constante	224111***	13634***	69290***	123248***	193788***	236628***	265148***	287218***	296481***	316282***
Report	-75371***	-2725***	-17434***	-37511***	-87272***	-86880***	-72121***	-36638***	-23533***	-9761***
Décote	-16246***	42120***	36522***	15130***	-23637***	-22988***	-18827***	-10633***	-5019	-1961
Report*décote	76322***	7811	24595***	37602***	93886***	85990***	68645***	34578***	27057***	27732***
Femme	-52201***	-10166***	-61361***	-94092***	-74522***	-62064***	-29426***	-1817***	11264***	19024***
Français	31083***	8578***	22063***	32567***	25295***	28320***	31645***	26741***	20379***	12870***
R^2 ajusté	0.5134									
Valeur prédite moyenne de l'EPDR	165554	18568	48686	75060	122376	161829	212771	258385	281184	317026

Les estimations par quantiles ont été obtenues en appliquant l'algorithme du simplex et la méthode du *resampling* pour calculer les intervalles de confiance.

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

Les départements de résidence (réf département 06) n'ont pas été reportés dans ce tableau.

Champ : les assurés mono pensionnés du régime général (CNAV) percevant une pension normale

Tableau 10 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur le premier décile d'EPDR en différences premières

Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau estimé du premier décile de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle (en Euros)
Sans report et sans décote		123 248	X	X
Avec report et sans décote		85 737	X	37 511
Sans report et avec décote		138 378	15 130	X
Avec report et décote		138 469	15 221	X

Tableau 11 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur la médiane de l'EPDR en différences premières

Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau médian estimé de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle (en Euros)
Sans report et sans décote		236 628	X	X
Avec report et sans décote		149 748	X	86 880
Sans report et avec décote		213 640	X	22 988
Avec report et décote		212 750	X	23 878

Tableau 12 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur le dernier décile de l'EPDR en différences premières

Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau estimé du dernier décile de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle (en Euros)
Sans report et sans décote		287 218	X	X
Avec report et sans décote		250 580	X	36 638
Sans report et avec décote		276 585	X	10 633
Avec report et décote		274 525	X	12 693

Tableau 13 : Les régressions en doubles différences sur les quantiles d'EPDR total pour un taux d'actualisation de 1,5 %.

		Quantiles								
	MCO	0.01	0.05	0.1	0.25	Médiane	0.75	0.9	0.95	0.99
Constante	205546***	11844***	68942***	115350***	164767***	211997***	242991***	268854***	280051***	293462***
Départ	11582***	2114***	1110**	1576***	2912***	18421***	28441***	33787***	38233***	56905***
Report	-430***	-925*	-10123***	-16780***	-35230***	-41936***	-27417***	-14013***	-8859***	886
Décote	-21105***	41713***	31923***	16035***	-9776***	-22604***	-24885***	-25494***	-16069***	-1277
Report*décote	60433***	6193	17385***	23807***	48461***	54890***	45384***	37153***	24518***	6075
Départ*report	-8308***	-170	3144***	1675*	-544	-19353***	-21970***	-14566***	-16230***	-36896***
Départ*décote	16153***	437	11768***	17003***	22092***	6558**	2272	3871	-5152	-32955***
Départ*report*décote	-4525	-2912	-3619	577	-4242	7927*	4132	-4931	7697	54716***
Femme	-60196***	-8531***	-59256***	-98343***	-105122***	-70415***	-28759***	2628***	10811***	13619***
Né(e) en France	34246***	6630***	16283***	26078***	39240***	35709***	35066***	23676***	19299***	13627***
R^2 ajusté	0.4056									
Valeur prédite moyenne de l'EPDR	175403	17628	48787	74394	120299	176747	230527	272466	293091	330372

Les estimations par quantiles ont été obtenues en appliquant l'algorithme du simplex et la méthode du *resampling* pour calculer les intervalles de confiance.

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

Les départements de résidence (réf département 06) n'ont pas été reportés dans ce tableau.

Départ = 1 si départ à la retraite avant 2004, 0 sinon.

Champ : les assurés mono pensionnés du régime général (CNAV) percevant une pension normale

Tableau 14 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur le premier décile de l'EPDR en doubles différences

Date de départ à la retraite	Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau estimé du premier décile de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)
Après 2004	Sans report et sans décote		115 350	X	X
	Avec report et sans décote		98 570	X	16 780
	Sans report et avec décote		131 385	16 035	X
	Avec report et décote		138 412	23 062	
Avant 2004	Sans report et sans décote		116 926	1 576	X
	Avec report et sans décote		101 821	X	15 105
	Sans report et avec décote		149 964	33 038	X
	Avec report et décote		159 243	42 317	X

Tableau 15 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur la médiane de l'EPDR en doubles différences

Date de départ à la retraite	Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau médian estimé de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)
Après 2004	Sans report et sans décote		211 997	X	X
	Avec report et sans décote		170 061	X	41 936
	Sans report et avec décote		189 393	X	22 604
	Avec report et décote		202 347	X	9 650
Avant 2004	Sans report et sans décote		230 418	18 421	X
	Avec report et sans décote		169 129	X	61 289
	Sans report et avec décote		214 372	X	16 046
	Avec report et décote		215 900	X	14 518

Tableau 16 : Gains et pertes individuels dus aux effets induits de la réforme de 1993 sur le dernier décile de l'EPDR en doubles différences

Date de départ à la retraite	Effets	Coefficients estimés associés aux effets	Niveau estimé du dernier décile de l'EPDR (en Euros)	Gain par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)	Perte par rapport au groupe de contrôle après 2004 (en Euros)
Après 2004	Sans report et sans décote		268 854	X	X
	Avec report et sans décote		254 841	X	14 013
	Sans report et avec décote		243 360	X	25 494
	Avec report et décote		266 500	X	2 354
Avant 2004	Sans report et sans décote		302 641	33 787	X
	Avec report et sans décote		274 062	X	28 579
	Sans report et avec décote		281 018	X	21 623
	Avec report et décote		284 661	X	17 980