



HAL
open science

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

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..
L'impact de la réforme des retraites de 1993 sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite en
France. 2017. hal-01616826

HAL Id: hal-01616826

<https://hal.science/hal-01616826>

Preprint submitted on 14 Oct 2017

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.

L'impact de la réforme des retraites de 1993

sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite en France

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

Version Octobre 2017

Résumé : *A l'aide des données de l'Echantillon Interrégimes des Retraités de 2008, nous quantifions les effets de la réforme des retraites de 1993 sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite (EPDR) des retraités du régime général. Cet indicateur qui représente la pension probable cumulée à percevoir pendant la retraite permet d'estimer les effets liés au report de l'âge de liquidation et à la décote sur la pension induits par l'allongement de la durée d'assurance requise pour une retraite à taux plein. Nous montrons que cette mesure a globalement réduit l'EPDR des retraités, de manière plus importante pour les retraités ayant liquidé leurs droits après 2004 ou ayant reporté leur départ après 60 ans. Elle a également affecté la distribution de l'EPDR parmi les retraités.*

Abstract: *Using French administrative data, we assess the impact of the 1993 pension reform on private sector retirees' pension wealth. This pension reform by its design has created incentives to postpone retirement by increasing the contributory record to qualify for a full pension and through pension haircuts for individuals not fulfilling the conditions to be eligible to a full pension (either not reaching the legal retirement age or not having the required contributory period). We show that the reform has globally reduced retirees' pension wealth, especially for retirees having retired after 2004 or having postponed their retirement beyond the legal age of retirement. The reform has also had a significant impact on the distribution of pension wealth among retirees.*

Mots-clés : **droits à retraite, réforme, âge, durée d'assurance, durée de la retraite, retraités, régressions, quantiles**

Keywords: **pension wealth, pension reform, retirement age, contributory period, quantile regressions**

Classification JEL : **J28**

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'Épargne Européenne (OEE). Nos remerciements vont à Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) pour la mise à disposition des données des EIR (Echantillon Inter-régimes des Retraités), ainsi qu'aux rapporteurs et participants des sessions des 32^{ème} Journées de Microéconomie Appliquée et de la première conférence annuelle DGT-AFSE où les résultats de nos travaux ont été discutés. Les opinions exprimées et le contenu du texte n'engagent que les auteurs.

* GRANEM, Université d'Angers

** LEO, Université d'Orléans, au moment de la rédaction de cet article.

*** CRIEF, Université de Poitiers

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

INTRODUCTION

Depuis 1993, la France a enregistré une série de réformes de son système de retraites, avec pour objectif principal d'en assurer la soutenabilité. De nature paramétrique, ces réformes ont notamment visé à inciter les assurés sociaux à retarder l'âge de la liquidation de leurs droits. En raison de leur fréquence et de la progressivité des mesures adoptées, les conditions d'application d'une réforme ne sont souvent pas encore pleinement atteintes que de nouvelles mesures sont introduites. Ceci rend bien évidemment difficile l'évaluation de la portée de chacune de ces réformes, en terme de soutenabilité des régimes, de générosité ou d'équité.

Dans cet article, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure la réforme de 1993 :

- a modifié la valeur actuelle probable des pensions à recevoir (appelée « équivalent patrimonial des droits à la retraite », EPDR) par chaque assuré du régime général du secteur privé durant sa retraite ;
- a 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'EPDR est un indicateur synthétique de la générosité d'un système de retraite qui se révèle sensible à l'âge de liquidation des droits à la retraite, à la durée de retraite, mais aussi à la méthode de revalorisation des pensions et au taux d'actualisation.

La réforme de 1993 (cf. encadré 1), 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 ayant une incidence directe sur l'équivalent patrimonial des droits à retraite d'un assuré :

- un effet lié au 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 ;

- un effet lié à la décote qui se traduit par une minoration du taux de liquidation par trimestre manquant, instituée par l'ordonnance du 26 mars 1982, mais dont l'ampleur évolue avec la réforme de 1993 au regard de l'allongement de la durée d'assurance requise au fil des générations.

Pour un individu, la modification des critères d'éligibilité introduit une contrainte qui peut entraîner une adaptation au nouvel environnement légal, ou au contraire être subie sans aucun ajustement du comportement. Ainsi, le report de l'âge de départ peut permettre de compenser les effets des modifications des conditions de liquidation, dans le but de maintenir, voire d'augmenter, le montant de la pension. Dans ce cas, c'est la durée de perception de la pension qui se réduit.

Le champ de notre 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 pour la première fois en France par la réforme de 1993, à savoir les personnes nées de 1934 à 1948 et affiliées au régime général. Les informations relatives aux conditions de liquidation des droits à retraite sont disponibles dans les données 2008 de l'Echantillon Inter-régimes des Retraités (EIR) administré par la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES). 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, à l'instar de nombreuses études, revient à exclure de l'analyse à la fois les pensions versées par les régimes complémentaires et les avantages non contributifs (minimum vieillesse).

Encadré 1 : la réforme des retraites de 1993

La loi du 22 juillet 1993 a réformé le régime général des retraites des travailleurs salariés et les trois régimes alignés (salariés agricoles, artisans, industriels et commerçants), sans modifier les dispositions applicables aux régimes de fonctionnaires et aux régimes spéciaux. Plusieurs mesures affectent directement le calcul des droits à pension :

- la durée de cotisation nécessaire à l'obtention d'une retraite à taux plein passe progressivement de 150 à 160 trimestres selon les générations (la première génération affectée est la génération née en 1934, la dernière celle née en 1943) ;
- le salaire moyen de référence est calculé progressivement sur les 25 meilleures années au lieu des 10 meilleures, par incrément d'une année de la génération 1934 à la génération 1948 ;
- les pensions sont revalorisées annuellement en fonction de l'indice des prix à la consommation et non plus du taux de croissance des salaires nominaux.

Afin d'évaluer l'impact de cette réforme, nous recourons à des estimations de modèles de régression sur la moyenne et les quantiles de la distribution de l'EPDR. D'une part, ces estimations nous permettent de quantifier les écarts d'EPDR générés par le report de l'âge de liquidation et la décote sur la pension induits par la réforme des retraites de 1993, selon que les assurés ont été ou non exposés à ces effets à la liquidation de leurs droits. 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 pour les générations concernées parties avant et après 2004.

Les résultats des régressions sur la moyenne de l'EPDR montrent des effets directs du report et de la décote très significatifs, qui se traduisent par des baisses d'EPDR pour les assurés concernés. Les assurés qui reportent leur départ au-delà de 60 ans ou se voient appliquer une décote à la liquidation de leurs droits enregistrent des pertes d'EPDR, respectivement près de 21% et 10% par rapport aux assurés qui remplissent les conditions d'assurance. Les régressions sur les quantiles d'EPDR confirment les résultats observés au niveau moyen de l'EPDR, mais des nuances apparaissent, selon que les assurés se trouvent dans la première ou la seconde moitié de la distribution de l'EPDR. En effet, Le report génère des pertes qui augmentent jusqu'à la médiane mais diminuent au-delà. Seul le dernier centile voit son EPDR augmenter suite à un report, mais l'effet n'est pas significatif. Jusqu'au premier décile, la décote a revanche un effet positif sur l'EPDR mais devient négatif au-delà avec une ampleur qui croit jusqu'au dernier décile puis se réduit. La prise en compte des effets croisés montre une réduction des effets propres du report et de la décote puisque le report limite la perte liée à la décote en moyenne à moins de 2%. En revanche, le report a un effet plus important pour les retraités parties avant 2004 qui ont vu leur EPDR baisser de plus de 19%, tandis que pour ces générations de retraités l'effet de la décote est moins important. Pris ensemble, tous ces effets apparaissent avoir davantage dégradé la situation des assurés à la retraite plus jeunes partis après 2004 dans l'échantillon avec un EPDR en moyenne plus faible de 5% par rapport aux générations à la retraite avant 2004.

L'article est organisé comme suit. La première partie présente les principales conclusions des études d'impact de la réforme de 1993 sur le montant des pensions. Nous exposons ensuite la méthode de calcul de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite à partir des données de l'Échantillon Interrégimes des Retraités de 2008, puis les choix méthodologiques retenus pour

l'évaluation de l'impact des effets induits de la réforme. La troisième partie présente les modèles de régressions économétriques et les résultats avant de conclure sur les limites, les extensions possibles et les enseignements en matière de politique publique de l'étude.

REVUE DE LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE

Plusieurs études d'impact de la réforme de 1993 ont déjà été réalisées. Certaines cherchent à analyser l'évolution des comportements (offre de travail, âge de liquidation et durée d'assurance) des assurés proches de la retraite (Aubert, 2009, 2012 et Bozio, 2011). D'autres mettent l'accent sur les effets de la réforme sur le montant des pensions (Debrand et Privat, 2006, Bridenne et Brossard, 2008, Duc et Lerméchin, 2013) et des engagements implicites de retraite (Blanchet et Le Minez, 2012). Ce papier s'inscrit dans le prolongement de ce second courant de travaux empiriques sur l'impact des 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 affiliée à la CNAV : cotisants des générations 1935 à 1970 et retraités des générations 1899 à 1934. Ainsi, pour les pensions de base servies par le régime général des salariés du secteur privé, ils comparent : i) *un scénario de référence* dans lequel les conditions de liquidation et les paramètres de calcul des pensions 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. Les résultats se fondent sur une simulation de l'évolution des pensions de 2002 à 2030. Au niveau agrégé, la réforme de 1993 (*via* son effet sur le SAM et la durée d'assurance requise) semble avoir un impact négatif important sur la masse des pensions. Elle aboutit à verser une pension moyenne annuelle aux assurés de 6 483 euros contre 7 808 euros dans le scénario de référence. Cette réforme 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 ; elle génère également une baisse du niveau des pensions pour chaque génération, baisse d'autant plus importante que la génération est jeune.

Dans ce même cadre méthodologique et avec le même type de données individuelles, Bridenne et Brossard (2008) proposent une analyse discriminante des effets de la réforme de 1993 sur les pensions versées par le régime général, en comparant la valeur constatée et la valeur théorique des pensions des assurés partis à la retraite entre le 1^{er} janvier 1994 et le 3 décembre 2003. 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. Pour les assurés nés en 1938 tous à la retraite dans leur étude, les auteurs relèvent que :

- i) l'allongement de la durée de cotisation qui agit sur le taux de liquidation aurait un effet limité puisque seuls 3 % des retraités de la génération 1938 subissent 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) et entraînent une baisse du salaire de référence (de l'ordre de 10 % en moyenne pour les hommes et de 13 % pour les femmes) ;
- iii) l'effet « indexation » généré par la modification des règles de revalorisation des pensions, se révèle d'autant plus prononcé que la date de départ à la retraite est ancienne (avant 1994).

Duc et Lerméchin (2013) étudient les réformes du régime général et de la MSA Salariés en 1993, 2003 et 2008. Ils utilisent les données de l'Échantillon Interrégimes de Cotisants (EIC) 2005, qui permettent de suivre la carrière des assurés, et celles de l'EIR 2004 qui fournissent des informations sur les conditions de liquidation et les paramètres de calcul des pensions de retraite. Les auteurs cherchent à évaluer la déformation dans le temps du niveau mensuel et du montant cumulé des pensions sur le cycle de vie des individus de la génération 1938. Des simulations 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 mesure l'effet des réformes sur les revenus de remplacement. Trois principaux résultats émergent :

- 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 induite chez les femmes est plus élevée que chez les hommes ;

ii) l'effet des modifications du calcul du salaire de référence est atténué par le minimum contributif ;

iii) l'effet « durée d'assurance » : l'allongement de la durée d'assurance requise pour le taux plein aurait entraîné une baisse limitée du montant des pensions et se serait traduit par un taux de liquidation plus faible pour seulement 6 % des individus de la génération 1938. Il aurait même eu un impact positif sur le montant des pensions pour 21 % des individus. Cet effet se révèle plus modéré que les deux précédents parce qu'il se combine aux effets sur les autres paramètres agissant sur le montant mensuel et le montant cumulé des pensions².

Blanchet et Le Minez (2012) proposent une évaluation de l'impact des réformes de 1993, 2003 et 2010 sur les engagements implicites de retraite à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE 2. Les engagements implicites de retraite qui leur servent d'indicateur se définissent formellement comme un équivalent patrimonial des droits à retraite (cf. section suivante). Ils sont estimés à la fois pour les actifs et les retraités assurés aux régimes du secteur privé (base et complémentaire), du secteur public et aux régimes de base des indépendants. Les profils de carrière des assurés sont extraits de l'enquête Patrimoine de l'INSEE de 2003. Les auteurs suggèrent que les réformes de retraite ont entraîné une baisse du poids des engagements implicites de retraite dans le PIB de l'ordre de 17,5% en 2011. Ils trouvent en outre que les réformes ont un impact progressif sur les assurés en activité qui est négativement lié à leur niveau d'études approximé dans leur modèle par l'âge de fin d'études des assurés.

Notre contribution vise à évaluer les effets liés au report de l'âge de liquidation et à la décote sur la pension, tous deux liés l'allongement progressif de la durée d'assurance requise pour une retraite à taux plein, institué pour la première fois en France suite à l'adoption de la loi portant réforme des retraites de 1993. Contrairement à d'autres travaux, nous mettons en évidence l'ampleur réelle de ces deux effets dans la population des retraités, à travers un indicateur qui combine deux dimensions souvent analysés séparément à savoir le montant de la pension et la durée de retraite.

² 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.

DEFINITIONS ET METHODOLOGIE

Pour un assuré à la retraite, l'équivalent patrimonial des droits à retraite est fonction de son âge, de sa probabilité de survie à chaque âge, du montant de la pension à recevoir qui évolue avec les facteurs de revalorisation des pensions jusqu'à son décès, et d'un coefficient d'actualisation. 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 elles-mêmes varient en fonction des caractéristiques individuelles (genre, génération, salaire de référence, catégorie ou groupe socio-professionnel, mono ou poly-affiliation aux régimes, etc.). Les Échantillons Inter-régimes des Retraités (EIR)³ fournissent 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 dans l'ensemble des régimes de retraite.

Définition formelle de l'EPDR

Vernière (1997) définit formellement l'équivalent patrimonial des droits à la retraite d'une population d'assurés de taille $L(a, t)$ à chaque âge a durant l'année t comme suit :

$$(1) \quad EPDR(t) = \sum_{a \geq R}^D \sum_{k \geq a} L(a, t) \cdot l_{k/a} \cdot \frac{P_k}{(1+r)^{k-a}}$$

Avec $l_{k/a}$, la probabilité de survie d'un assuré d'âge a jusqu'à l'âge k , R l'âge de liquidation, P_k le montant de la pension de retraite perçue à l'âge k , D l'âge du décès et r le taux d'actualisation (supposé constant). L'équation (1) permet de calculer l'équivalent patrimonial de prestations génériques, en droit direct et/ou en droits dérivés. Notre évaluation de l'impact de la réforme de 1993 sur l'EPDR repose sur les données de l'EIR 2008 qui fournissent le montant de la pension versée au 31 décembre 2008 par chaque régime à chaque retraité de l'échantillon. Sachant que ces retraités appartiennent à des cohortes différentes (à la retraite avant et au cours de l'année 2008), nous décomposons l'EPDR *total* en un EPDR *liquidé* et un EPDR *résiduel* (Daniel *et al.*, 2016, 2017). En effet, hormis les néo-retraités de 2008 qui n'ont qu'un EPDR résiduel, les autres retraités ont accumulé des pensions depuis la date de

³ Les Échantillons Inter-régimes des Retraités (EIR) renseignent 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. 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.

liquidation de leurs droits et en accumuleront jusqu'à leur décès. Nous définissons donc, pour un retraité en 2008, l'EPDR liquidé comme la somme capitalisée des pensions qu'il a perçues depuis l'âge de liquidation de ses droits jusqu'à l'âge atteint en 2008. L'EPDR résiduel est égal à la somme actuarielle des pensions qu'il percevra de l'âge atteint en 2009 jusqu'à son décès.

Pour un assuré i à la retraite, l'EPDR *liquidé* noté $EPDR_i^l$, de l'âge de liquidation (R) jusqu'à l'âge (a_i) en 2008, est formellement défini par la relation suivante :

$$(2) \quad EPDR_i^l = \sum_C \sum_{t=R}^{a_i} P_{C,i,t} (1+r)^{a_i-t}$$

L'EPDR *résiduel*, noté $EPDR_i^r$, est décrit par :

$$(3) \quad EPDR_i^r = \sum_C \sum_{t=0}^T \frac{l(a_i+t|a_i) \cdot P_{C,i,t} \cdot (1+\pi)^t}{(1+r)^t}$$

Où $l(a_i + t / a_i)$ est une série de probabilités conditionnelles de survie à chaque âge de la retraite jusqu'à l'âge de décès, sachant que l'individu d'âge a_i est en vie en 2008, soit $t = 0$ en 2008, $t = 1$ en 2009, ... $t = T$ en 2008 + T ; T est le nombre d'années restant à vivre à la retraite à l'âge a_i ; r est le taux de capitalisation (de l'EPDR liquidé) et d'actualisation (de l'EPDR résiduel) ; $P_{C,i,t}$ est la prestation de droit direct versée par la caisse C à l'assuré jusqu'à son décès ; π est le taux de revalorisation des pensions, supposé constant après 2013. Les coefficients d'indexation sont extraits des barèmes de l'Institut des Politiques Publiques du 01/01/1949 au 01/04/2013. Au-delà de 2013, nous retenons une hypothèse d'un taux de revalorisation anticipé à 1,5%. Les probabilités de survie sont calculées à partir de la table de mortalité des années 2000-2008 issue des travaux pour l'INSEE de Blanpain et Chardon (2011). Par convention, l'âge maximal de survie est fixé à 100 ans, de sorte que $T = 100 - a_i$. En résumé, pour chaque assuré, nous déterminons un EPDR *total* qui comprend un EPDR *résiduel* à partir de 2008, auquel peut s'ajouter un EPDR *liquidé* si son départ à la retraite a eu lieu avant 2008. Nos estimations de l'EPDR total reposent sur une hypothèse de taux d'intérêt à 1,5%.⁴

Méthodologie de l'évaluation de l'impact de la réforme de 1993

La stratégie d'identification des individus susceptibles d'avoir été exposés aux effets induits par la réforme de 1993, consiste à distinguer les générations et les conditions qui leur sont

⁴ Les hypothèses de calcul sont présentées et discutées en détail dans Daniel *et alii*, (2016).

applicables au moment de la liquidation de leurs droits. Jusqu'en 2008, ces conditions présentent des spécificités selon les régimes dans lesquels les individus acquièrent leurs principaux droits à retraite. Sur la période d'étude, les générations concernées par la réforme de 1993 sont celles de 1934 à 1948. Mais, les générations nées de 1934 à 1943 ne sont concernées que par la réforme de 1993 tandis que les générations suivantes sont également touchées par les réformes ultérieures, notamment celle de 2003.

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

i) un effet lié au report de l'âge de liquidation 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 concernées⁵. En repoussant l'âge de liquidation au-delà de 60 ans et 1 mois, les individus réduisent la durée de perception de leur pension, ce qui toutes choses égales par ailleurs diminue leur EPDR 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 lié à la décote appliquée sur la pension auquel les individus s'exposent s'ils ouvrent leurs droits à retraite sans la durée requise pour leur génération avant la date anniversaire de leurs 65 ans.⁶ En fonction de la durée d'assurance prise en compte (durée validée dans le ou les régime(s)) et de leur âge à la liquidation), ils courent le risque de voir leur pension minorée de 2,5 % par trimestre manquant (ramenée à 1,25 % suite à la réforme de 2003) 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'EPDR.

iii) un effet lié à la surcote qui peut être pris en compte chaque fois qu'un individu ouvre ses droits à retraite à partir de 60 ans et 1 mois avec une durée d'assurance au moins égale à la

⁵ Les générations échantillonnées dans les EIR sont nées 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 la génération 1948 ouvrent légalement leurs droits à retraite entre le 1^{er} et le 15 octobre 2008. L'âge exact de liquidation 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. Ils peuvent par conséquent être considérés comme ayant repoussé leur départ à la retraite de quelques semaines, mois ou années en fonction de la date de liquidation de leurs droits à retraite après cette date.

⁶ Age du taux plein automatique avant la réforme de 2010.

durée requise pour sa génération. Cet effet agit sur l'EPDR comme un report de l'âge de liquidation puisque jusqu'au 1^{er} janvier 2004 pour les régimes du secteur privé et assimilés et plus tard pour les régimes du secteur public, 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 décrit la situation d'un assuré de la génération née en 1934, à titre d'exemple, au moment la liquidation de ses droits à retraite, en fonction des conditions de liquidation qui lui sont applicables suite à la mise en œuvre de la réforme des retraites de 1993. Chaque individu est confronté à une seule des situations décrites parmi les quatre envisagées et se trouve impacté ou non par la réforme à travers les effets liés au report de l'âge de liquidation et à la décote sur la pension. La stratégie d'identification aboutit à la définition de 4 situations possibles pour un assuré de chaque génération à la liquidation de ses droits. La situation 1 correspond à celle d'un assuré qui part à la retraite au plus tard à 60 ans et 1 mois en ayant validé au moins la durée d'assurance requise pour sa génération. La situation 2 est celle d'un assuré qui liquide ses droits à un âge au plus égal à l'âge de référence sans avoir validé le nombre de trimestres d'assurance requis pour sa génération. 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 requise pour leur génération. Ils peuvent avoir repoussé leur départ à la retraite pour annuler la réduction de pension 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 d'ouverture des droits à retraite.⁷ La situation 4 concerne les individus qui ont liquidé leurs droits entre 60 ans et moins de 65 ans sans obtenir une retraite à taux plein. Pour ces derniers, le report de l'âge de liquidation se révèle insuffisant pour annuler la décote en cas de trimestres manquants par rapport à la durée d'assurance requise pour leur génération.

⁷ Ce qui peut par exemple être le cas des individus occupant un emploi de cadre ou exerçant une profession intellectuelle supérieure.

Tableau 1 : Stratégie d'identification de l'impact de la réforme de 1993

Génération de l'assuré	Situation de l'assuré à la liquidation de ses droits à retraite	Identification de l'effet de la réforme		Statut de l'assuré dans la stratégie d'identification
		Lié au report	Lié à la décote	
		Age exact de liquidation > 60 ans et 1 mois	Durée requise – 21 trimestres (130 trimestres pour cette génération) ≤ Durée validée ≤ Durée requise – 1 trimestre (150 trimestres pour cette génération) avant 65 ans	
1934 (par exemple)	1	Non	Non	« Non impacté »
	2	Non	Oui	« Impacté »
	3	Oui	Non	« Impacté »
	4	Oui	Oui	« Impacté »

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

Cette stratégie d'identification permet d'appliquer la méthodologie des doubles différences (voir section suivante) en référence à la situation 1. En effet, la situation 3 peut soulever un problème d'identification puisqu'elle ne permet pas de distinguer parmi ceux qui reportent leur départ et 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 doivent reculer leur départ à la retraite (report « contraint ») de ceux qui au même âge ont la durée requise mais prolongent leur activité (report « volontaire ») de quelques mois, trimestres ou années. Dans les deux derniers cas, les assurés reportent leur départ à la retraite sans que les trimestres cotisés au-delà de l'âge légal d'ouverture des droits ne leur permettent d'accroître le montant de leurs pensions puisque la réforme de 1993 ne prévoit aucun mécanisme de surcote. De fait, jusqu'au 1^{er} janvier 2004, date de mise en application de la surcote instituée par la réforme de 2003, l'effet lié au report et à la surcote se limite au seul effet lié au report. Au total, un report conduit à réduire la durée de versement des pensions 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'EPDR, que celui soit « contraint » ou « volontaire ».

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 ou non été touchés par la réforme à travers les effets liés au report et/ou à la décote.

Le tableau 2 montre la distribution des uni-pensionnés au régime général nés entre 1934 et 1948 selon qu'ils ont été touchés ou non par l'effet lié au report (ouverture des droits au-delà

de 60 ans et 1 mois) et/ou à celui lié à la décote (1 trimestre manquant minimum et 20 trimestres maximum).

Tableau 2 : Distribution des effets liés au report et à la décote dans les générations concernées

Génération	Les effets induits par la réforme de 1993			
	Régime principal d'affiliation : CNAV			
	« Report »	%	« 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	96,80

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

Champ : 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 de référence. Parmi eux moins de 2 % ont ouvert leurs droits à retraite avec une durée d'assurance inférieure à la durée requise pour le taux plein et ont subi une décote.

Pour les générations 1934 à 1943, le recul de l'âge de liquidation concerne plus de la moitié des assurés et permet à l'écrasante majorité des assurés d'éviter de subir une décote sur le montant de la pension à l'ouverture des droits. A partir de la génération 1944, la faible proportion de report peut s'expliquer par le fait que les assurés de ces générations n'ont pas tous fait valoir leurs droits à la retraite au 31 décembre 2008 (date limite de collecte des données de l'EIR 2008).

MODELES DE REGRESSION ET RESULTATS

Afin d'évaluer l'impact de la réforme des retraites de 1993, nous développons des modèles de régressions sur la moyenne et les quantiles d'EPDR dont les estimations peuvent s'interpréter en doubles différences. La méthode 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 réforme 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 réforme.

En faisant la différence dans le temps de la variable d'intérêt entre les deux populations (double différence « exposée *vs* non exposée » et « avant *vs* après »), il devient possible d'identifier un effet propre de la réforme, sous l'hypothèse qu'en son absence, la différence dans la variable d'intérêt entre les deux populations serait restée constante dans le temps. Appliquée à notre problématique, la méthode de doubles différences ne souffre pas de biais de sélection puisqu'une réforme des retraites s'impose à tous, à tout le moins à tout groupe d'individus possédant des caractéristiques définies par la loi (affiliés à tel ou tel régime, nés à telle ou telle date...). Notre démarche présente des similitudes avec celle de Bozio (2011).⁸ En effet, la nature particulière des politiques de retraite, au sens où les mesures sont applicables au fil des générations, permet d'associer une démarche d'analyse des effets avant et après réforme à une identification des individus concernés par une réforme basée sur leur génération d'appartenance.

Les modèles de régression développés cherchent à estimer les effets liés au report et à la décote induits par la réforme de 1993 avant et après 2004 à travers une spécification unique sur l'EPDR décrite par la relation (4), également appliquée sur les quantiles d'EPDR.

$$(4) \quad EPDR_i = \alpha + \beta \text{Départ}04_i + \gamma_1 \text{Report}_i + \gamma_2 \text{Décote}_i + \gamma_3 \text{Report}_i * \text{Décote}_i \\ + \tau_1 \text{Report}_i * \text{Départ}04_i + \tau_2 \text{Décote}_i * \text{Départ}04_i + \tau_3 \text{Décote}_i * \text{Départ}04_i * \text{Report}_i \\ + \mu X_i + \varepsilon_i$$

Pour chaque individu i des générations nées de 1934 à 1948, dont nous observons le niveau d'EPDR ou faisant partie d'un quantile de la distribution d'EPDR dans cette population, les variables suivantes désignent :

$\text{Départ}04_i = 1$, l'assuré part en retraite avant 2004 (borne exclue), 0 sinon,

$\text{Report}_i = 1$, l'assuré reporte son départ aux conditions de 1993, 0 sinon,

$\text{Décote}_i = 1$, l'assuré subit une décote aux conditions de 1993, 0 sinon,

X un vecteur de variables de contrôle (genre, lieu de naissance, département de résidence),

ε terme d'erreur supposé suivre une loi normale $N(0, \sigma)$.

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 contre seulement 5 mois pour les femmes.

Cette spécification permet de résoudre deux difficultés. D'une part, elle isole les individus touchés de ceux non touchés par les réformes. D'autre part, elle autorise la mesure de l'impact spécifique de la réforme de 1993 sur les générations 1934 à 1943, et les générations 1944 à 1948, ces dernières ayant également été exposées à la réforme des retraites de 2003.

Dans l'ensemble des générations concernées par la réforme des retraites de 1993 (1934 à 1948), les effets des deux principales variables de traitement, $Report_i$ et $Décote_i$, sont estimés à savoir : « avoir reporté son départ à la retraite au-delà de l'âge 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 $Départ04_i$ permettant de distinguer les assurés partis à la retraite avant et après cette date dans les groupes de traitement et de contrôle. Par conséquent, ce modèle permet d'estimer les effets induits de la réforme des retraites de 1993 avant et après 2004.

Les estimations sur les quantiles d'EPDR visent à quantifier l'ampleur des effets liés au report et à la décote le long de la distribution de l'EPDR. Elles permettent ainsi de déterminer l'impact de la réforme pour des montants données d'EPDR total détenu par une proportion donnée de la population de retraités présentant des profils de carrière et de droits à retraite comparables mais qui se distinguent par le fait d'avoir été touché ou non par les effets liés au report de l'âge de liquidation et/ou à la décote sur la pension.

Le tableau 3 propose une synthèse des coefficients estimés du modèle décrit par la relation (4) pour des valeurs données de la variable temporelle et des variables de traitement.

Tableau 3 : Variable temporelle, variables de traitement et estimateurs

Critères d'identification				
Dimension temporelle		Traitements		Estimateurs
		Effet « report »	Effet « décote »	
Départ avant ou après 2004	$Départ04_i = 1$ (Avant 2004)	$Report_i = 1$	$Décote_i = 1$	(1)
		$Report_i = 0$	$Décote_i = 1$	(2)
		$Report_i = 1$	$Décote_i = 0$	(3)
		$Report_i = 0$	$Décote_i = 0$	(4)
	$Départ04_i = 0$ (Après 2004)	$Report_i = 1$	$Décote_i = 1$	(5)
		$Report_i = 0$	$Décote_i = 1$	(6)
		$Report_i = 1$	$Décote_i = 0$	(7)
		$Report_i = 0$	$Décote_i = 0$	(8)

Les coefficients (1) à (4) décrits dans le tableau 3 sont ceux obtenus dans le groupe des assurés à la retraite avant 2004 (groupe de traitement) :

- Le coefficient (1) est celui de l'EPDR moyen avec effets « report » et « décote ».
- Les coefficients (2) et (3) mesurent l'EPDR moyen respectivement, sans effet « report » et avec effet « décote », et avec effet « report » mais sans effet « décote ».
- Le coefficient (4) sert de référence dans l'évaluation de l'impact des réformes sur l'EPDR dans le groupe de traitement.

Les coefficients (5) à (8) sont ceux obtenus dans le groupe des assurés à la retraite après 2004 (groupe de contrôle) :

- Le coefficient (8) sert également de référence dans la mesure des effets de la réforme sur l'EPDR dans le groupe de contrôle.
- Les coefficients (5) à (7) 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 dans le temps, sont obtenus en considérant les différences d'EPDR (mesurés grâce aux coefficients (1) à (8) décrits dans le tableau 3) 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 » :*

$$\begin{aligned} & [T_{\text{Départ}04_i=1, \text{Report}_i=1, \text{Décote}_i=0} - T_{\text{Départ}04_i=1, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=0}] - \\ & [C_{\text{Départ}04_i=0, \text{Report}_i=1, \text{Décote}_i=0} - C_{\text{Départ}04_i=0, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=0}] [(6) - (5)] - [(2) - (1)] \\ & [(\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\beta} + \hat{\gamma}_1 + \hat{\tau}_1) - (\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\beta})] - [(\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\gamma}_1) - (\hat{\alpha} + \hat{\mu})] = \hat{\tau}_1 \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} & [T_{\text{Départ}04_i=1, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=1} - T_{\text{Départ}04_i=1, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=0}] - \\ & [C_{\text{Départ}04_i=0, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=1} - C_{\text{Départ}04_i=0, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=0}] [(7) - (5)] - [(3) - (1)] \\ & [(\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\beta} + \hat{\gamma}_2 + \hat{\tau}_2) - (\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\beta})] - [(\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\gamma}_2) - (\hat{\alpha} + \hat{\mu})] = \hat{\tau}_2 \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned}
& [T_{\text{Départ}04_i=1, \text{Report}_i=1, \text{Décote}_i=1} - T_{\text{Départ}04_i=1, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=0}] - \\
& [C_{\text{Départ}04_i=0, \text{Report}_i=1, \text{Décote}_i=1} - C_{\text{Départ}04_i=0, \text{Report}_i=0, \text{Décote}_i=0}] [(8) - (5)] - [(4) - (1)] \\
& [(\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\beta} + \hat{\gamma}_1 + \hat{\tau}_1 + \hat{\gamma}_2 + \hat{\tau}_2 + \hat{\gamma}_3 + \hat{\tau}_3) - (\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\beta})] \\
& - [(\hat{\alpha} + \hat{\mu} + \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_3) - (\hat{\alpha} + \hat{\mu})] = \hat{\tau}_1 + \hat{\tau}_2 + \hat{\tau}_3
\end{aligned}$$

Un différentiel d'EPDR positif (respectivement négatif) indique que, pour un effet donné de la réforme (report, décote ou report avec décote), les assurés partis avant 2004 ont liquidé leurs droits à retraite dans des conditions plus (respectivement moins) favorables en termes d'EPDR que ceux partis à la retraite après 2004 dans la population étudiée. Pour un effet donné, une valeur positive du différentiel d'EPDR renseigne sur le montant moyen de la perte d'EPDR des jeunes générations par rapport aux anciennes ; symétriquement une valeur négative du différentiel mesure le montant moyen du gain d'EPDR au fil des générations.

Résultats des régressions sur l'EPDR moyen

Le tableau 4 (colonne 2) présente les résultats du modèle décrit par la relation (4) et révèle des effets directs négatifs du report et de la décote, traduisant des pertes d'EPDR pour les assurés touchés, par rapport aux retraités partant au taux plein dès l'âge d'ouverture des droits. L'EPDR moyen est estimé à 205 546 euros pour les assurés partis en retraite après 2004. Pour ces retraités, la perte d'EPDR due à un report est toutes choses égales par ailleurs estimée à 43 075 euros contre une perte de 21 105 euros liée à la décote.

Combiné à une décote, l'effet négatif d'un report est atténué, ce qui suggère que les assurés qui repoussent leur départ à la retraite voient d'un côté leur EPDR baisser en raison d'une durée réduite de versement des pensions, et d'un autre côté, limitent l'effet de la décote sur le montant de leur pension (en cotisant quelques trimestres supplémentaires) améliorant ainsi leur EPDR. Le report limite en effet la perte liée à la décote puisque celle-ci n'est plus que de 3 747 euros⁹.

En outre, les assurés partis à la retraite avant 2004 ont un EPDR plus élevé que ceux qui liquident leurs droits après cette date, la différence s'élevant à 11 582 euros. Ceci suggère d'une part, qu'à effets donnés, la montée en charge de la durée d'assurance requise a augmenté les écarts de pensions en défaveur des plus jeunes générations. D'autre part, partir à

⁹ -3747 = 60433-43075-21105 (Report93*Decote93-Report93-Decote93)

la retraite avant 2004 amplifie la baisse de l'EPDR induite par le report mais atténue la réduction d'EPDR induite par la décote. Un report de liquidation avant 2004 génère une perte plus importante qu'un report après 2004, estimée à 51 383 euros¹⁰ contre 43 075 euros. La perte d'EPDR liée à la décote est en revanche plus faible pour un départ avant 2004, soit 4 952¹¹ euros contre 21 105 euros pour un départ après 2004.

Le premier résultat souligne que les départs avec report de l'âge de liquidation dans les anciennes générations ont significativement réduit l'EPDR par rapport aux départs tardifs parmi les nouveaux liquidants. Cela 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 de pension liée au report. Le second résultat indique que les départs en retraite avec décote ont été relativement moins défavorables en termes d'EPDR aux anciennes, plutôt qu'aux jeunes générations d'assurés à la retraite de la population étudiée. Cela 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 d'EPDR liée à la décote. En effet, le nombre de trimestres manquants, par rapport au nombre requis pour une retraite à taux plein, est plus élevé pour les générations parties après 2004 ; il ne leur permet pas de bénéficier des barèmes de décote plus avantageux. En outre, 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. Enfin, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont en moyenne un EPDR inférieur de 60 196 euros à celui des hommes. De même, les assurés nés à l'étranger ont en moyenne un EPDR inférieur de 34 246 euros à celui des assurés nés en France.

¹⁰ -51383 = -43075-8308 (Report93+Départ04*Report93)

¹¹ -4952 = -21105+16153 (Decote93+Départ04*Decote93)

Tableau 4 : Résultats des modèles de régression sur les quantiles d'EPDR

	MCO	Quantiles								
		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***
Départ04	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

Résultats des régressions sur les quantiles d'EPDR

Les résultats des estimations sur les quantiles d'EPDR, contenus dans le tableau 4 (colonne 3 et suivantes) montrent que les effets liés au report, à la décote, ou à un départ à la retraite avant 2004 n'ont pas la même ampleur selon que les assurés appartiennent aux premiers ou aux derniers quantiles.

L'effet direct (positif) d'un départ avant 2004 croît le long de la distribution, passant ainsi d'un gain d'EPDR pour les assurés à la retraite avant 2004 estimé à 1 576 euros dans le 1^{er} décile à

56 905 euros dans le dernier centile. Ce résultat suggère que non seulement les écarts d'EPDR entre les générations à la retraite avant et après 2004 sont en défaveur des nouveaux liquidants, mais augmentent avec les niveaux d'EPDR. En revanche, un départ avant 2004 accentue plus fortement et de manière significative les baisses d'EPDR à la fois liées au report et à la décote dans le dernier centile.

Le report de l'âge de liquidation génère une perte d'EPDR à tous les niveaux de la distribution. Cette perte est maximum au niveau de la médiane, de l'ordre de 41 936 euros contre 16 780 euros dans le premier décile et 14 013 euros dans le dernier décile. Le report de l'âge de liquidation qui induit une acquisition de droits à retraite supplémentaires ne compense pas la réduction de la période espérée de perception de ces droits. Par ailleurs, l'effet modérateur du report sur la décote est le plus important au niveau de la médiane.

L'effet direct de la décote se révèle négatif à partir du premier quartile, où elle génère une perte de 9 776 euros comparativement à une liquidation à taux plein, et atteint son maximum au niveau du dernier décile où la perte liée à cet effet est estimée à 25 494 euros. L'effet négatif de la décote apparaît d'autant plus important que le niveau d'EPDR est élevé. En revanche, les assurés du premier décile enregistrent un gain d'EPDR lié à la décote qui est estimé à 16 035 euros pour un départ après 2004 et 33 038¹² euros pour un départ avant 2004. Ce résultat surprenant peut être expliqué par le fait que les retraités se trouvant à ces niveaux de la distribution de l'EPDR sont ceux dont la pension modeste, en raison de carrières à faibles revenus (au mieux au niveau du salaire minimum), est portée au minimum

¹² 33038 = 16035+17004 (Décote + Départ*décote, pour le premier décile)

contributif.¹³ Ainsi, pour ces assurés, des trimestres manquants ne génèrent pas de décote mais peuvent au contraire, sous réserve d'avoir cotisé une durée minimale au régime général, accroître le montant de leurs pensions et par suite leur EPDR. L'effet direct (néгатif) du report est alors plus que compensé par l'effet direct (positif) de la décote. 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 euros¹⁴ à celui d'un assuré à la retraite à taux plein après 2004, et supérieur de 42 317 euros¹⁵ à celui d'un assuré à la retraite ayant rempli les conditions de liquidation requises avant 2004. Dans le reste de la distribution de l'EPDR, le report permet de limiter la baisse d'EPDR induite par la décote : pour un départ après 2004, le montant de la perte n'est plus que de 9 650 euros au niveau de la médiane et de 2 354 euros dans le dernier décile. Pour les anciennes générations de retraités, 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).

Les variations d'EPDR avant et après 2004

Le tableau 5 permet de résumer l'impact de la réforme et de ses effets induits selon que les assurés ont liquidé leur droit avant ou après 2004. En moyenne, les anciennes générations (nées de 1934 à 1943) liquidant avant 2004 ont été moins pénalisées par l'effet lié à la décote que les nouvelles (nées entre 1944 et 1948). Les nouvelles générations liquidant après 2004 ont en revanche bénéficié d'un effet lié report plus favorable sur leur EPDR que les anciennes, sauf lorsque ce report n'a pas été suffisant pour pallier les effets négatifs de la décote. Ce qui se traduit par un différentiel d'EPDR avec effets liés au report et à la décote en faveur des anciennes générations, estimé à 3 320 euros en moyenne. Cette situation se retrouve également dans le premier décile et le premier quartile de la distribution de l'EPDR où les générations à la retraite avant 2004 ont un EPDR plus élevé que les générations suivantes, de l'ordre respectivement de 19 255 et 17 306 euros. En revanche, le différentiel

¹³ Pour bénéficier du minimum contributif, il est nécessaire pour un assuré de remplir plusieurs conditions, dont celle d'avoir cotisé sur des salaires faibles au régime général, de recevoir un montant annuel total de pensions de retraite (de base et complémentaire) inférieur à un certain seuil ou encore d'avoir une durée d'assurance minimum au régime général.

¹⁴ $23602 = \text{Report} + \text{Décote} + \text{Report} * \text{Décote}$, soit : $-16780 + 16035 + 23807$

¹⁵ Dans la colonne du premier décile, on additionne les coefficients $\text{Report} + \text{Décote} + \text{Report} * \text{Décote} + \text{Départ} * \text{Report} + \text{Départ} * \text{décote} + \text{Départ} * \text{report} * \text{décote}$, soit : $-16780 + 16035 + 23807 + 1675 + 17003 + 577 = 42317$

d'EPDR se révèle à l'avantage des plus jeunes générations à la médiane et au-delà où l'écart d'EPDR avec les anciennes générations est supérieur à 13 000 euros.

Tableau 5: Variations d'EPDR avant et après 2004

Effets	Coefficients	MCO	Quantiles								
			0.01	0.05	0.1	0.25	0.5	0.75	0.90	0.95	0.99
Report seul	\hat{t}_1	-8 308	-170	3144	1675	-544	-19353	-21970	-14566	-16230	-36896
Décote seule	\hat{t}_2	16153	437	11768	17003	22092	6558	2272	3871	-5152	-32955
Report et Décote	$\hat{t}_1 + \hat{t}_2 + \hat{t}_3$	3320	-2705	11293	19255	17306	-4868	-15566	-15626	-13685	-15135

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

CONCLUSION

Cet article propose une évaluation de l'impact de la loi portant réforme des retraites de 1993. Cette évaluation se fonde d'une part sur l'analyse du comportement observé des assurés après la réforme, et d'autre part sur une évaluation des conséquences de leur choix à la liquidation des droits à retraite. Plus précisément, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure la réforme de 1993 a modifié la valeur actuelle probable des pensions reçues par chaque assuré mono-pensionné du régime général du secteur privé au cours de sa retraite (l'équivalent patrimonial des droits à la retraite). Nous examinons également l'impact de cette réforme sur la distribution de cet indicateur entre les assurés de ce régime concernés par cette réforme jusqu'à leur décès. La réforme de 1993, à travers l'une de ses mesures-phare, l'allongement progressif (par génération) de la durée d'assurance requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein, a entraîné deux effets qui ont une incidence directe sur l'EPDR de chaque assuré : i) un effet lié au report de l'âge de liquidation qui, en même temps qu'il permet d'acquérir des droits supplémentaires, réduit la durée de vie à la retraite, et ii) un effet lié à la décote sur la pension auquel s'expose un assuré qui, pour des causes endogènes ou exogènes, liquide ses droits à retraite sans la durée requise pour une retraite à taux plein, réduisant ainsi 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 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. Ce second effet semble l'emporter sur le premier, en moyenne et à tous les niveaux de la distribution de l'EPDR, à l'exception du dernier centile, où les assurés qui reculent leur âge de départ à la retraite ont un EPDR plus élevé mais non significatif que ceux qui ouvrent leurs droits à l'âge légal.

Le nombre de trimestres manquants par rapport à la durée d'assurance requise pour chaque génération, qui expose à une décote sur le montant des pensions, génère des pertes d'EPDR pour la plupart des assurés, mais affecte différemment ceux à revenus modestes. Ils 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). En cas de trimestres manquants, les assurés qui reculent leur âge de liquidation pour limiter les pénalités sur leurs pensions peuvent sensiblement réduire 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.

Globalement, les assurés partis avant 2004 apparaissent en moyenne avoir liquidé leurs droits à retraite dans des conditions plus favorables en termes d'EPDR que ceux partis à la retraite après 2004. L'analyse sur les quantiles d'EPDR montre que ce résultat est également valable pour les assurés qui se situent en bas de la distribution de l'EPDR (jusqu'au premier quartile). En revanche, pour le retraité médian et plus encore pour ceux qui se situent dans le haut de la distribution, les effets liés au report de l'âge de liquidation et à la décote sur la pension se traduisent par des gains d'EPDR des jeunes générations par rapport aux anciennes dans la population étudiée.

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 affecte un ensemble hétérogène d'assurés sociaux aux profils de carrière différents, et peut modifier des écarts de revenus à la retraite. L'accent mis sur le comportement observé des assurés sociaux à la liquidation de leurs droits permet de mettre en évidence les risques de creusement des inégalités à la retraite. Il est nécessaire d'évaluer ces risques avant l'application de toute mesure visant à garantir la soutenabilité du système de retraite.

REFERENCES 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.

Blanchet, D., Le Minez, S. [2012], “Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms”, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, INSEE, document de travail n°G2012/14, Décembre.

Blanpain N., 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, INSEE, n° F1108.

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.

Daniel Ch., Lavigne A., Mottet S., Nze Obame JH, Séjourné B. et Tagne Ch. [2016], « L'équivalent patrimonial des droits à la retraite en France : méthodologie et mesure à partir de l'Echantillon Inter-Régime des Retraités », *Revue de l'OFCE*, n°149, pp. 1-41.

Daniel Ch., Lavigne A., Mottet S., Nze Obame JH, Séjourné B. et Tagne Ch. [2017], « Que valent les engagements des régimes de retraite », *Revue d'Economie Politique*, Volume 127, n°6, à paraître.

Debrand, T., Privat, 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., Lerméchin 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.

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

Vernière, L. [1997], « Une évaluation de l'équivalent patrimonial des droits retraite détenu par les retraités en France », *Questions retraite*, N°97-06, Septembre.