

# PENSION ANTICIPÉE ET ÉPARGNE FINANCIÈRE DES MÉNAGES<sup>1</sup>

**Luc Arrondel** (*PSE-CNRS*)

**Jean-Briex Delbos, Dominique Durant** (*Banque de France*)

**Christian Pfister** (*Banque de France, Sciences Po*)

**Laurent Soulat** (*Caisse des Dépôts*)

---

Depuis l'article pionnier de Feldstein (1974), l'impact d'un système de retraite sur le niveau d'épargne fait l'objet de nombreux travaux aux résultats parfois controversés. Selon l'hypothèse standard du cycle de vie, un individu qui anticipe une perte de niveau de vie à la retraite devrait, toutes choses égales par ailleurs, épargner davantage. C'est à cette question que nous nous intéressons ici. Pour cela, nous considérons que les individus anticipent de façon plus satisfaisante leur taux de remplacement (à partir de leur profil de salaires) qu'un montant de pension au moment du départ en retraite. Nous étudions alors les effets d'une variation anticipée de ce taux de remplacement sur l'épargne financière des ménages, en tenant compte à la fois des évolutions anticipées de carrière et des réformes des retraites. Nous mobilisons la vague 2012 de l'enquête PAT€R portant sur la population française qui dispose de riches informations au niveau individuel sur les anticipations de pension. Nos estimations économétriques montrent qu'un plus faible (resp. plus élevé) taux de remplacement anticipé est relié, de façon significative, à un taux d'épargne financière plus élevé (resp. plus faible).

*Mots clés* : retraite, réforme, anticipations de pension, épargne, cycle de vie.

---

---

1. Les propos contenus dans ce papier sont ceux des auteurs et n'expriment pas nécessairement les positions de la Caisse des Dépôts et de la Banque de France.

Les auteurs remercient Béatrice Boulu-Reshef, Hector Calvo, Ronan Mahieu, Muriel Roger, Léa Toulemon, Vincent Touzé et François-Charles Wolff, ainsi que les organisateurs et les participants au colloque sur les pensions de l'OFCE de mars 2019, au GDRE Monnaie, Banque Finance de juin 2019 et au colloque retraite et vieillissement organisé par la Caisse des Dépôts, l'IPP et l'Université de Paris 1 en novembre 2019, pour leurs remarques et commentaires avisés. Ce travail s'inscrit également dans le programme « Économie publique et redistribution » du Cepremap.

## 1. Introduction

Lorsqu'un individu anticipe une perte de niveau de vie au moment du passage à la retraite, on s'attend à ce qu'il augmente son niveau d'épargne pour compenser cette perte, ou réalise des arbitrages entre allonger sa durée d'activité et épargner davantage. Il opère ainsi un lissage de son niveau de consommation ou d'utilité sur le cycle de vie (Modigliani et Brumberg, 1954 ; Samuelson, 1958). L'existence d'un système de retraite obligatoire devrait donc conduire à une baisse de l'épargne privée pour la retraite, la perspective de percevoir une pension constituant une continuité de revenu ou un revenu différé (Pestieau, 2003).

Cette question de l'impact d'un système de retraite obligatoire sur le niveau de l'épargne a ainsi fait l'objet de nombreux travaux. L'article pionnier de Feldstein (1974), par exemple, estime, sur données agrégées, que le régime de retraite obligatoire américain (« Social Security ») conduirait à abaisser le taux d'épargne des particuliers de 30 à 50 %.

La substituabilité entre épargne privée et pensions publiques n'est pas qu'une question académique mais intéresse aussi les décideurs politiques confrontés aux réformes nécessaires du système de retraite dues en particulier au vieillissement de la population. La réponse à cette question est cependant loin de faire consensus. En effet, différents comportements peuvent jouer (Blau, 2016). Le modèle de cycle de vie standard prédit bien une substitution entre les deux formes d'épargne mais une offre de travail endogène peut conduire l'individu à retarder son retrait du marché du travail si les pensions sont révisées à la baisse (par un arbitrage travail-loisirs).

Depuis Feldstein (1974), la littérature empirique n'a pas tranché définitivement la question au niveau agrégé. Et au niveau microéconomique, il est nécessaire de prendre en compte l'hétérogénéité des individus en matière d'épargne (Arrondel et Masson, 2014), notamment en termes de préférences (aversion au risque, prévoyance, propension à planifier, préférence pour le loisir...), d'éducation financière (Lusardi et Mitchell, 2014), de contraintes de liquidité (Gale et Philips, 2006), etc. Le sens de l'effet agrégé est donc loin d'être évident.

Dans cette étude, nous focalisons notre attention sur la réaction en termes de comportement d'épargne (financière) aux anticipations de

montant de pension future sur la base de données d'enquête. Pour prévoir le montant de sa pension future, un individu doit anticiper à la fois les évolutions du marché du travail et de sa carrière, et les évolutions de la réglementation sur les retraites. Dans ce travail, nous faisons l'hypothèse que l'individu se projette plus dans *le taux de remplacement* (rapport entre la première pension perçue et le revenu du travail) que dans le montant de sa future pension. En effet, il nous semble *a priori* plus facile pour un individu de se projeter dans la continuité de son niveau de vie que dans son montant de pension<sup>2</sup>. Par conséquent, nous cherchons à montrer que l'anticipation d'une baisse du taux de remplacement induite par les réformes devrait conduire d'un côté à un allongement de la durée d'activité pour maintenir le taux de remplacement identique, de l'autre à une augmentation du niveau d'épargne, à carrière donnée, c'est-à-dire à des ajustements qui passent par l'offre de travail ou par une réduction de la consommation immédiate en faveur d'un maintien de la consommation différée.

Pour cela, nous mobilisons les données de la vague 2012 de l'enquête PAT€R. Cette enquête permet d'estimer à la fois le taux de remplacement anticipé au niveau individuel et le taux d'épargne financier (*i.e.* hors remboursement d'emprunts immobiliers) au niveau du ménage. Notre méthodologie s'inspire des travaux empiriques de Manski (2004) sur les anticipations en information imparfaite, sur ceux de Guiso *et al.*, (2013) sur le risque futur des pensions en Italie, et enfin sur ceux de Liebman et Luttmer (2014) sur les anticipations de réforme des retraites aux États-Unis.

Nous trouvons qu'un plus faible (resp. plus élevé) taux de remplacement anticipé est relié de façon significative, d'un point de vue économétrique, à un taux d'épargne financière plus élevé (resp. plus faible), toutes choses égales par ailleurs. Ce travail apporte également un éclairage sur les réflexions actuelles concernant les comportements de départ en retraite et d'âge pivot évoqué dans les débats sur une réforme systémique en France : les individus pourraient alors aussi viser un taux de remplacement cible et ajuster ainsi leur âge de départ et à défaut, ajuster une baisse de la générosité du système de retraite par une épargne plus abondante.

---

2. Cette hypothèse rejoint Benallah, Concialdi, Husson et Math (2004) qui considèrent le taux de remplacement comme le critère préféré par le corps social, les partenaires sociaux et les décideurs publics. Le taux de remplacement constitue ainsi l'attente dans le système de retraite de compenser la perte de revenu d'activité par une prestation de retraite.

La section 2 propose une revue de la littérature empirique sur la substitution épargne privée-pensions publiques à partir de données microéconomiques. La troisième section revient sur le système de retraite français et le contexte des réformes successives qui peuvent avoir des effets sur les anticipations de la date de départ en retraite et du montant de pension. Les trois sections suivantes décrivent les données utilisées et la mesure du taux de remplacement anticipé. Enfin, la dernière section propose une étude empirique du lien entre épargne financière et taux de remplacement anticipé.

## 2. Petite revue de la littérature empirique

De multiples travaux ont été réalisés sur données individuelles pour mieux prendre en compte la diversité des parcours professionnels, des motifs d'épargne, des spécificités des régimes et du système de retraite.

L'acquisition de droits à retraite dans le cadre de la retraite obligatoire et la baisse du niveau d'épargne ressortent alors comme partiellement substituables (Feldstein, 1978 ; Feldstein et Pellechio, 1979 ; Hubbard, 1986 ; Feldstein et Liebman, 2002 ; Attanasio et Brugiavini, 2003 ; Bottazzi *et al.*, 2006 ; Engelhardt et Kumar, 2011). Quatre points ressortent de ces travaux. Premièrement, il est nécessaire de disposer de données fiables aussi bien sur l'ensemble de la carrière (Alessie *et al.* 2013) que sur les prestations anticipées (Benheim et Levin, 1989). Deuxièmement, l'incertitude sur les pensions qui seront perçues est forte, d'une part au sein de certains statuts professionnels – les jeunes, les non-salariés – (Dominitz et Manski, 2006 ; Guiso *et al.*, 2013), et, d'autre part, comme conséquence de multiples réformes qui se sont succédé depuis le début des années 1990 dans tous les pays développés. Ainsi en 2012, 80 % des Français s'attendent à une réforme dans les années à venir et 81 % des Français se déclarent inquiets ou très inquiets au sujet de la pérennité du système actuel de retraite, pouvant signaler leur niveau d'incertitude (Arrondel *et al.*, 2013 ; Soulat, 2017). Troisièmement, il existe une forte hétérogénéité des effets de la présence d'un système de retraite obligatoire sur l'épargne selon les préférences individuelles et selon le niveau de patrimoine (Arrondel et Masson, 2011 et 2017 ; Engelhardt et Kumar, 2011 ; d'Addio *et al.*, 2019). Quatrièmement, les réformes du système de retraite fournissent des « expériences de laboratoire » pour tester un éventuel impact sur l'épargne (Attanasio et Rohweder, 2003 ; Slavov *et*

*al.*, 2019). Ceci peut être intéressant dans le cas du système italien proche du système français avant de connaître une réforme systémique<sup>3</sup> (Attanasio et Brugiavini, 2003 ; Bottazzi *et al.*, 2006). En particulier, en diminuant l'incertitude sur les régimes de retraite, les réformes qui en accroissent la crédibilité en en diminuant la « générosité » pourraient conduire à inverser le signe de la corrélation, le plus souvent négative, entre système de retraite obligatoire et épargne.

Les travaux sur l'équivalent patrimonial des droits à la retraite (EPDR) sur données françaises montrent des relations qui ne sont pas tranchées entre retraite obligatoire et accumulation d'épargne (Kessler, Masson et Strauss-Kahn, 1980, Daniel *et al.*, 2016 et 2017). D'Addio *et al.* (2019) étudient le rôle du patrimoine « retraite » sur les comportements d'épargne des ménages de la zone euro à l'aide d'une enquête européenne harmonisée sur le patrimoine privé des ménages (HFCS) combinée à des estimations du patrimoine retraite (modèles de l'OCDE). Des effets de substitution significatifs sont obtenus. Ces effets de substitution varient en fonction de l'âge, de l'attitude face au risque, du pays, mais également du niveau de richesse des ménages.

Auerbach *et al.* (1983) ont été les premiers à explorer la question des comportements de cycle de vie dans le cadre de modèles d'équilibre général calculable à générations imbriquées (MEGCGI). Ces modèles micro-fondés avec accumulation de capital productif s'inscrivent dans le cadre d'anticipations parfaites et sont susceptibles de s'intéresser aux liens entre système de retraite et comportement d'épargne. Parmi les travaux français, on peut notamment citer Blanchet (1992), Augier, Chauveau et Loupias (1995), Le Cacheux et Touzé, (2002), Hairault *et al.* (2004), Hénin et Weitzenblum (2004), Fonseca et Sopraseduth (2019), ou sous une forme intermédiaire entre une maquette de comptabilité générationnelle et un MEGCGI, Bac et Château (2004). Ces modèles ont surtout porté leur attention sur les conséquences des chocs démographiques sur l'équilibre financier du système de retraite ou sur l'accumulation d'épargne. L'introduction de ménages hétérogènes de façon exogène ou stochastique permet d'explorer les conséquences distributionnelles des réformes.

---

3. Au début des années 1990, le système de retraite italien est un système par répartition en annuités éclaté composé d'un nombre important des caisses offrant des conditions d'acquisitions de droits plutôt généreuses. À partir de 1992, des vagues de réformes se sont succédé (1992, 1995-1997, 2004, 2007 et 2011) conduisant à la convergence des réglementations, un durcissement des conditions d'acquisition des droits à retraite et à la mise en place d'un système en compte notionnels. Pour plus de détails, voir notamment COR (2017), Magnani (2006) ou Vernière (1999).

### 3. Un taux de remplacement anticipé susceptible d'être affecté par les multiples réformes

Le système français de retraite est un système en répartition, suivant un principe de solidarité intergénérationnelle : les pensions des retraités actuels sont payées par des cotisations des personnes en activité. La retraite est en partie contributive : les montants des cotisations sont fonction du niveau de revenu, et les actifs, en cotisant, acquièrent des droits à retraite. Dans ce sens, la pension future sera ainsi proportionnelle au niveau de revenu d'activité et à la durée de cotisation.

Il existe également des droits non contributifs venant compenser des déséquilibres et interruptions subis au cours de la vie active : périodes de chômage ou de maladie, arrêts ou réduction du temps de travail au moment de la maternité ou de la petite enfance, accompagnement d'un parent malade ou handicapé, minima sociaux... Ces droits reposent sur des principes de solidarité entre les affiliés. À ces mécanismes explicites viennent s'ajouter des mécanismes implicites de redistribution qui introduisent de la complexité dans les anticipations des montants de pension des individus. En effet, le mode de calcul de la pension (en partie en annuité, en partie en points) présente des non-linéarités entre montant des cotisations et droits acquis, dues notamment à des effets de seuil des plafonds de cotisation et de pension, à l'existence de régimes de base et complémentaires dans le secteur privé, ou encore à l'existence de polypensionnés<sup>4</sup> relevant de régimes aux règles différentes (pour plus de détails, voir par exemple Guégano, 2016, ou la séance du Conseil d'orientation des retraites de mars 2018).

Depuis 1993, les réformes ont visé à équilibrer financièrement le système de retraite en jouant d'abord sur les conditions de durée (incitation au recul de l'âge de départ en allongeant la durée de cotisation requise pour bénéficier du taux plein) et, avec la réforme de 2010, en relevant les conditions d'âge (âge d'ouverture des droits, âge d'annulation de la décote, âge limite), ensuite sur la générosité du système, et enfin sur les niveaux de cotisation. La réforme de 1993 concerne les salariés du secteur privé et les non-salariés (COR, 2016). Depuis 2003, les réformes s'accompagnent d'une recherche de convergence entre les régimes dits alignés<sup>5</sup> et les régimes de la fonction publique (SRE

---

4. Le système de retraite français compte 42 régimes de retraite fondés sur des logiques professionnelles ; pour plus de détails sur le nombre de régimes de retraite, voir par exemple l'article « 42 régimes, vraiment ? » sur le blog *Mutatis mutandis* (<http://legizmoblog.blogspot.com/2019/12/42-regimes-vraiment.html>).

pour les fonctionnaires de l'État et CNRACL pour les fonctionnaires territoriaux et hospitaliers). Les règles des régimes spéciaux convergent également progressivement vers celles du régime général depuis 2008.

Des éléments de complexité sont également liés aux conditions d'éligibilité à la retraite et à leurs évolutions. En effet, les conditions d'âge et de durée évoluent à des rythmes différents, pour la plupart en fonction des années de naissance. L'accord national interprofessionnel sur l'Agirc-Arrco de 2015 a également introduit une décote temporaire sous certaines conditions (pour plus de détails sur les imbrications des réformes, voir le tableau A1 de l'annexe 1).

Les différentes réformes ont rendu plus flous les effets d'ancrage sur l'âge d'ouverture des droits (passage de 60 à 62 ans) comme norme sociale. Toutefois, le départ à taux plein continue de constituer un marqueur important des départs. Ainsi, autour de 80 % des départs sont à taux plein, qu'il soit atteint par l'âge ou par la durée (Drees, 2020). Les âges de départs tendent néanmoins à davantage s'étaler avant l'âge d'ouverture des droits (pour les départs anticipés) et entre l'âge d'ouverture des droits et l'âge limite (Cambier, Poujardieu et Soulat, 2014 ; Bechichi, Marino et Tô, 2020). Ainsi, deux facteurs plaident pour une réflexion sur le taux de remplacement cible comme l'un des déterminants du départ en retraite. Premièrement, si les départs au taux plein sont dominants, les indications financières jouent également sur les déterminants du départ : arbitrages entre gain supplémentaire de la poursuite d'activité et espérance de vie (Stock et Wise, 1990 ; Blanchet et Mahieu, 2001), sur la satisfaction au travail, la pénibilité et les conditions de santé (Blanchet et Debrand, 2007), ou sur la situation familiale – choix de couple dans le départ, maladie, handicap d'un membre d'un proche, *etc.* (Debrand et Sirven, 2009). Deuxièmement, les discussions lors de la réforme systémique du système de retraite français, vers un système universel de retraite, autour de la question de la mise en place d'un âge pivot, interrogent sur les déterminants du comportement de départ. La question de l'anticipation du taux de remplacement et des ajustements en termes de report d'âge de départ et d'épargne financière peuvent donc venir éclairer le débat sur une réforme et sur un âge pivot.

---

5. Les régimes de base des salariés du secteur privé (CNAV), des salariés agricoles (MSA-salariés) et des travailleurs indépendants (SSI ex-RSI) sont des régimes dits alignés, dont les règles convergent depuis la réforme de 2003 et dont la liquidation de la pension, depuis le 1<sup>er</sup> juillet 2017 est une liquidation unique pour ces trois régimes.

#### 4. Les données : l'enquête PAT€R 2012

Nous utilisons les données de la vague 2012 de l'enquête PAT€R<sup>6</sup> qui contient un volet sur la « retraite » et plus particulièrement sur les attentes et la perception des Français à l'égard du système retraite. Cette vague a été réalisée par voie postale par Kantar-TNS-Sofres du 10 septembre au 12 octobre 2012 auprès d'un échantillon représentatif de la population. Finalement, l'échantillon se compose de 2 776 personnes de 18 ans et plus ne vivant pas en institution, dont 1 540 actifs. Le questionnaire comprend environ 150 questions (avec un nombre de répondants parfois variable selon les questions posées) dont de nombreuses sur les anticipations des individus vis-à-vis du système de retraite, de ses réformes et des futures pensions, notamment le taux de remplacement.

Pour un individu actif, le *taux de remplacement anticipé* dépend de plusieurs facteurs imbriqués qui interviennent dans son processus de projection :

- sa connaissance de la retraite, du fonctionnement du système et de l'acquisition de ses droits ;
- sa confiance (ou son inquiétude) vis-à-vis du système de retraite et de ce qu'il en attend, vis-à-vis de sa propre retraite, impliquant ce qu'il souhaite ou préfère de l'évolution du système et de ses droits, mais aussi de ce qu'il anticipe des évolutions du système notamment à travers les réformes<sup>7</sup> ;
- l'historique de sa carrière et les évolutions attendues de sa carrière future (dont celles de ses revenus) ;
- ses capacités cognitives pour traiter les informations ;
- ses préférences individuelles vis-à-vis de l'épargne (à l'égard du risque et du temps).

Deux questions de l'enquête concernent précisément les anticipations de l'individu en matière de taux de remplacement, avant et après réformes :

*ANT\_TR1* : « Imaginez qu'aujourd'hui vous ayez déjà atteint l'âge de partir à la retraite et que vous ayez validé tous vos droits. Par rapport à

---

6. La vague 2012 de l'enquête PAT€R est le fruit d'une collaboration entre la Caisse des dépôts et les responsables des enquêtes PAT€R, L. Arrondel et A. Masson. Le questionnaire est disponible sur le site internet de la Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts ([https://retraitesolidarite.caissedesdepots.fr/sites/default/files/qrs2\\_questionnaire\\_0.pdf](https://retraitesolidarite.caissedesdepots.fr/sites/default/files/qrs2_questionnaire_0.pdf)). Pour plus de détails sur l'ensemble des enquêtes PAT€R (préférences à l'égard du risque et du temps, voir notamment Arrondel et Masson (2014 et 2017), et sur la vague 2012, Arrondel *et al.* (2013).

7. Pour plus de détails sur les opinions en matière de retraite, voir Arrondel et Soulat (2017).

votre revenu actuel et à la législation en cours, le montant de votre pension représenterait : une augmentation de plus de 50 %, une augmentation de 30 à 50 %, une augmentation de 20 à 30 %, une augmentation de 10 à 20 %, une augmentation de 1 à 10 %, environ égale à mon revenu actuel, une réduction de 1 à 10 %, une réduction de 10 à 20 %, une réduction de 20 à 30 %, une réduction de 30 à 50 %, une réduction de plus de 50 % ? Pour chaque item, notez en clair de 0 à 100, la probabilité que cela se produise. La somme des réponses de la colonne doit être égale à 100. »

*ANT\_TR2* : « Maintenant, en vous projetant dans l'avenir, au regard des évolutions que vous anticipez du système de retraite et de votre carrière, quand vous aurez effectivement l'âge de partir à la retraite, à quel montant de pension par rapport à votre revenu actuel d'activité vous attendez-vous (ne tenez pas compte de l'évolution des prix) ? Par rapport à votre revenu actuel, le montant de votre pension représentera : une augmentation de plus de 50 %, une augmentation de 30 à 50 %, une augmentation de 20 à 30 %, une augmentation de 10 à 20 %, une augmentation de 1 à 10 %, environ égale à mon revenu actuel, une réduction de 1 à 10 %, une réduction de 10 à 20 %, une réduction de 20 à 30 %, une réduction de 30 à 50 %, une réduction de plus de 50 % ? Pour chaque item, notez en clair de 0 à 100, la probabilité que cela se produise. La somme des réponses de la colonne doit être égale à 100. »

Le tableau A2.1 en annexe 2 présente les caractéristiques des échantillons utilisés : la population non retraitée en âge de travailler (active au sens large), les répondants aux questions *ANT\_TR1* (situation dans laquelle la carrière et la législation retraite sont figées et pour laquelle la retraite de la situation présente est rapportée au revenu présent, soit le taux de remplacement immédiat) et *ANT\_TR2* (situation dans laquelle la carrière et la législation retraite évoluent et pour laquelle la pension future est rapportée au revenu présent, c'est-à-dire à terme) sur les anticipations de taux de remplacement.

Plus de 80 % des individus en activité ont répondu à ces questions, taux de réponse qui, compte tenu de la difficulté de celles-ci, reste très satisfaisant. L'analyse des statistiques descriptives montre que les personnes ayant formulé des anticipations sont, en moyenne, plus souvent fonctionnaires ou indépendantes, mais aussi plus diplômées et plus au fait de leurs droits et des réformes. Ces caractéristiques sont essentiellement dues au statut sur le marché du travail du répondant : être sans-emploi, par exemple, ne facilite probablement pas le calcul de ses droits futurs.

## 5. La mesure du taux de remplacement anticipé du revenu actuel

Il est possible, à partir des questions *ANT\_TR1* et *ANT\_TR2* de mesurer le taux de remplacement anticipé (avant et après réforme) à partir de la méthode suivante.

Notons  $Y_t^i$  le revenu individuel du répondant  $i$  au moment  $t$  de l'enquête (septembre et octobre 2012). A partir des réponses aux questions sur le revenu individuel une fois à la retraite (en  $t + R_i$  où  $R_i$  est le nombre d'années que l'individu  $i$  anticipe de travailler avant de partir à la retraite), il est possible d'exprimer son revenu de pension,  ${}_r Y_{t+R_i}^i$ , en fonction du taux de remplacement  $(1 + \tau^i)$  par rapport à son revenu individuel en  $t$  :

$${}_r Y_{t+R_i}^i = (1 + \tau^i) Y_t^i = \rho^i Y_t^i \leftrightarrow \tau^i = \frac{{}_r Y_{t+R_i}^i - Y_t^i}{Y_t^i}$$

Les questions *ANT\_TR1* et *ANT\_TR2* demandent au répondant de distribuer 100 points selon la vraisemblance relative de onze scénarii relativement au taux de remplacement, définis par les seuils suivants pour  $k = 1 \dots 11$  :

$$\omega_k = \{-0,5 ; -0,3 ; -0,2 ; -0,1 ; -0,01 ; 0,0 ; +0,01 ; +0,1 ; +0,2 ; +0,3 ; +0,5\}$$

Les onze seuils correspondent à douze intervalles pour les réalisations possibles du revenu individuel une fois à la retraite. Les revenus de pensions pouvant aller de la tranche dans laquelle ils sont plus au moins 50 % plus faibles que le revenu actuel ( $= < 0,5 Y_t^i$ ) à la tranche dans laquelle les revenus à la retraite sont plus de 50 % plus importants que le revenu actuel ( $> 1,5 Y_t^i$ ) :

$$\begin{aligned} {}_r Y_{t+R_i}^i \in [0, +\infty[ = [0 Y_t^i ; 0,5 Y_t^i] \cup ]0,5 Y_t^i ; 0,7 Y_t^i] \cup \dots \cup ]1,5 Y_t^i ; \\ +\infty[ = \cup_{k=1}^{11} \{\rho_k Y_t^i\} \end{aligned}$$

À chaque répondant  $i$ , il est demandé d'attribuer une probabilité aux onze scénarii :

$$\begin{cases} Pr({}_r Y_{t+R_i}^i \leq 0,5 Y_t^i) \text{ si } k = 1 \\ Pr(\rho_1 Y_t^i < {}_r Y_{t+R_i}^i \leq \rho_2 Y_t^i) \text{ si } 1 < k < 11 \\ Pr(1,5 Y_t^i < {}_r Y_{t+R_i}^i) \text{ si } k = 11 \end{cases}$$

Il est ainsi possible de mesurer une distribution de probabilité subjective pour chaque individu et d'en déduire le taux de remplacement moyen anticipé individuel ainsi que la variance de ce taux (tableau A2.1).

Le graphique 1 présente la distribution des taux moyens de remplacement anticipés après réforme (*ANT\_TR2*) : près de 54 % des répondants évaluent leurs droits à retraite en moyenne entre 70 % et 90 % de leur salaire actuel. En comparaison, les taux de remplacement observés rapportant la pension nette de droit direct perçue en 2012 (pension issue de l'activité professionnelle passée) sur le dernier revenu d'activité à temps plein de 2012 calculés par la Drees (2017) sont compris, en médiane, entre 84 % pour la génération 1936 et 74 % pour la génération 1946. Les taux de remplacement anticipés mesurés ici donnent des ordres de grandeur qui ne sont pas incohérents avec ceux, observés, de la Drees.

En moyenne, le taux de remplacement anticipé avec les règles actuelles (*ANT\_TR1*) avoisine les 81 % du salaire d'aujourd'hui et un peu moins de 80 % en tenant compte des évolutions anticipés du système de retraite (*ANT\_TR2*). Deux effets opposés peuvent expliquer ce faible écart empirique entre ces taux de remplacement, après et avant réforme :

- l'anticipation de la fin de carrière (à législation donnée) : en moyenne, on peut s'attendre à ce qu'elle joue dans le sens d'une hausse du revenu d'activité et *in fine* du montant de pension, effet jouant dans le sens d'un écart accru entre les deux taux de remplacement ;
- l'anticipation des réformes (à carrière donnée) : on peut imaginer que les réformes anticipées vont dans le sens d'une baisse de la générosité du système de retraite, et ce d'autant plus que la personne est jeune (Soulat, 2013), conduisant à un effet dans le sens d'une réduction des écarts entre les deux taux de remplacement.

L'ambiguïté et le risque liés à la fin de carrière et à l'évolution du système de retraite peuvent également participer à un rapprochement des deux taux de remplacement. En outre, cette faible différence tient également au fait que les individus peuvent se fixer un objectif de taux de remplacement cible et intégrer le fait de devoir travailler davantage (*cf. encadré*) pour un montant de prestations identiques.

### Encadré 1. Le report de l'âge de départ comme variable d'ajustement

Les personnes interrogées dans l'enquête PATÉR sont plutôt disposées à soutenir un allongement de la durée d'activité et/ou un relèvement de l'âge de départ à la retraite. Elles anticipent également une baisse des pensions\*.

Lorsqu'on les interroge sur le nombre d'années supplémentaires qu'elles sont disposées à travailler, les réponses sont proches, quel que soit le scénario proposé en contrepartie de l'allongement : ainsi, 56 % des personnes interrogées sont disposées à travailler plus longtemps en échange de la garantie d'un taux de remplacement élevé, équivalent à 80 % du dernier salaire (Soulat, 2013).

Les individus enquêtés semblent avoir intégré le fait qu'ils devront travailler plus longtemps pour un même montant de pension (cf. tableau sur les âges de départ à la retraite) : on constate qu'en moyenne l'âge anticipé correspond à l'âge minimum possible et que l'âge idéal est de 2,7 années inférieures aux deux autres âges.

Notons toutefois que les personnes de plus de 60 ans au moment de l'enquête\*\* sont des personnes qui ont intégré le fait qu'elles allaient allonger leur durée d'activité, soit sous l'effet de la hausse de l'âge légal de départ à la retraite introduit par la réforme de 2010, soit parce qu'elles n'ont pas les trimestres requis pour le taux plein, soit enfin parce qu'elles souhaitent « surcoter ».

Tableau. Âge et départ à la retraite

Variable	Moyenne	Écart-type
Âge minimum de départ à la retraite	62,1	4,4
Âge idéal de départ à la retraite	59,4	3,9
Âge anticipé de départ à la retraite	62,1	4,0

Note : réponses aux questions :

— À quel âge minimum pourriez-vous ou auriez-vous pu partir à la retraite ?

— Dans l'idéal, à quel âge souhaiteriez-vous ou auriez-vous souhaité partir à la retraite ?

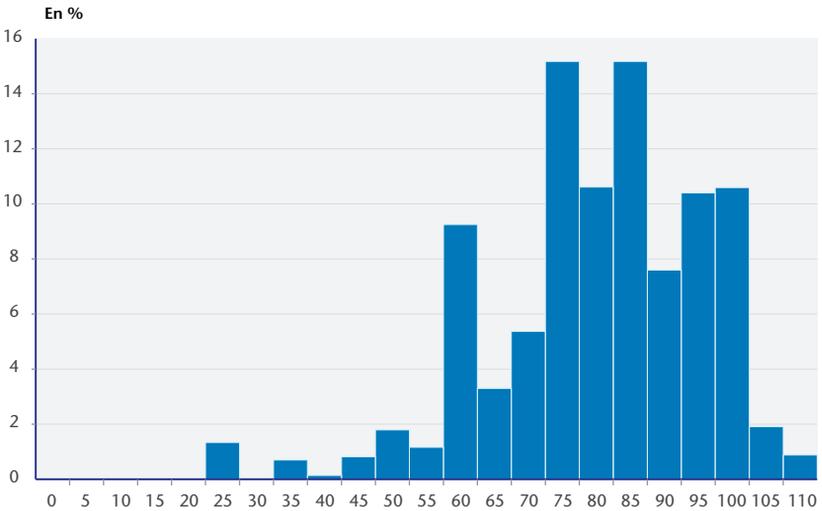
— En pratique, compte tenu des différentes contraintes susceptibles de peser sur votre décision (contraintes financières, familiales, professionnelles), à quel âge envisagez-vous de partir à la retraite ou à quel âge êtes-vous parti à la retraite ?

Source : enquête PATÉR 2012.

\* Pour plus de détails sur l'acceptation des différents leviers d'ajustement du système actuel (report de l'âge de départ, hausse des cotisations, baisse des prestations) en fonction des caractéristiques individuelles des personnes interrogées, voir Arrondel, Masson et Soulat (2013), Soulat (2013 et 2017) et Arrondel et Soulat (2017).

\*\* Lors de l'enquête en 2012, avec l'application de la réforme de 2010, la génération qui atteint 60 ans est celle née en 1952, génération pour laquelle l'âge d'ouverture des droits est de 60 ans et neuf mois. Une partie de cette génération a donc intégré qu'elle ne pourrait partir qu'à un âge proche de 61 ans.

Graphique 1. Distribution des taux de remplacement anticipés après réformes



Note : à partir des réponses données sur la distribution des taux de remplacement, une moyenne est estimée pour chaque individu. Le graphique retrace la distribution de ces moyennes anticipées au niveau individuel.

Source : calculs des auteurs d'après l'enquête PATÉR 2012.

## 6. Taux de remplacement anticipés et caractéristiques individuelles

Le graphique 2a décrit les anticipations du taux de remplacement avant réforme (carrière et législation figées, courbe en bleu) et après réforme (courbe en orange) en fonction de l'âge du répondant, et le graphique 2b la variance de ce taux.

Le premier graphique montre que ces taux de remplacement diminuent sur le cycle de vie : 86 % chez les plus jeunes (moins de 25 ans) contre 77 % pour les 55-64 ans pour un départ immédiat sans réforme, et respectivement 86 % contre 75 % pour un départ après réforme. Cette diminution avec l'âge pourrait traduire le fait que les jeunes surestiment leurs droits à la retraite ou qu'ils intègrent dans leurs anticipations, les profils de leurs revenus futurs.

La courbe de la variance de ce taux révèle qu'elle est maximale entre 45 et 54 ans, âge où les individus commencent à s'intéresser à leur retraite et à acquérir de l'information sur leurs droits. La variance diminue fortement ensuite.

Une des rares études comparables sur les anticipations de droits à la retraite sur données d'enquête est celle de Guiso *et al.* (2013) sur

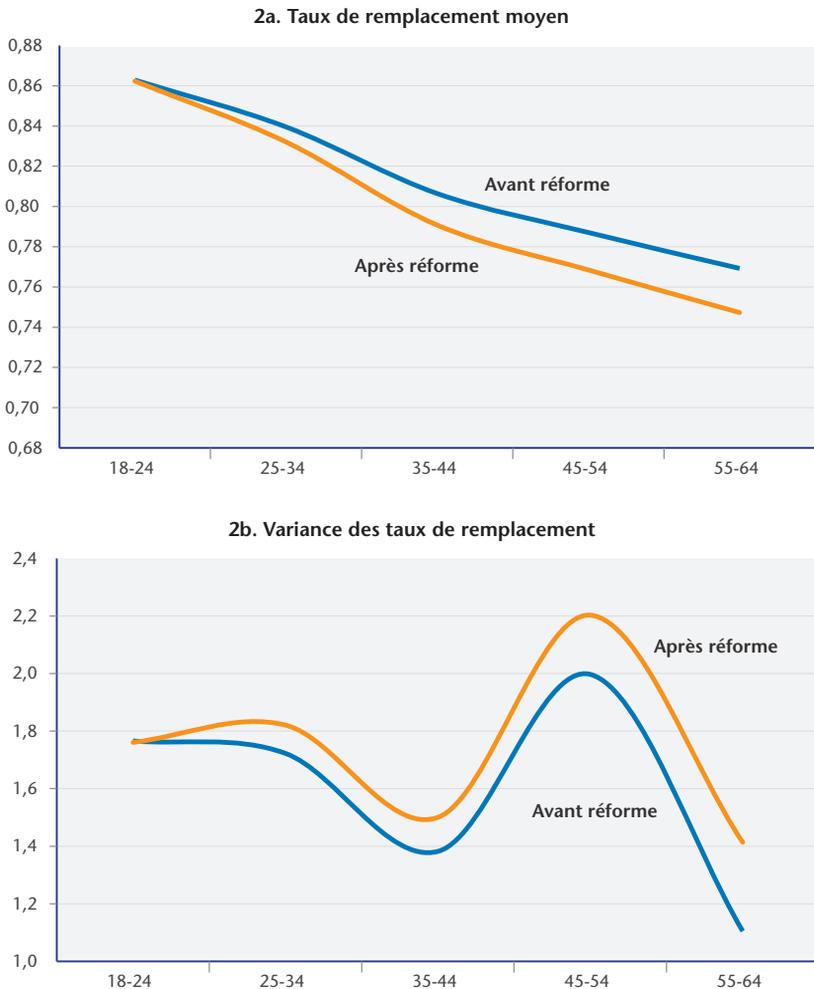
l'Italie. La méthode de mesure diffère cependant quelque peu : l'estimation des taux de remplacement concerne la distribution cumulée plutôt que la densité et la question posée fait référence au revenu perçu au moment de la retraite. Le taux de remplacement moyen anticipé s'élève à 67 %, le système de pensions publiques italiens étant à terme attendu comme moins généreux que le système français suite aux réformes. Quant à la variance de ce taux de remplacement, elle est égale à 6,15. Elle est plus élevée que dans notre étude sur la situation française, révélant une plus grande incertitude sur les montants de la pension à percevoir. Contrairement à l'effet décroissant de l'âge sur les taux de remplacement anticipés observés sur le graphique 2a, l'effet sur le cycle de vie pour les individus italiens est plutôt croissant : les jeunes sous-estiment leurs droits ou plus probablement s'attendent à un durcissement de la générosité pour les générations futures comme conséquence de la réforme de 2011 (réforme Monti et Fornero ; voir Fornero, 2020) et d'un report de l'équilibrage financier du système sur les plus jeunes générations et les générations futures. La variance diminue également avec l'âge.

Les graphiques 3 croisent le taux de remplacement anticipé avec deux autres caractéristiques individuelles : le niveau de diplôme (graphique 3a) et le montant du revenu du travail (graphique 3b). En moyenne, ce taux diminue avec le niveau de ces deux variables : autour de 83 % pour les moins diplômés, environ 78 % pour les titulaires d'un titre universitaire de 3<sup>e</sup> cycle ou d'une grande école ; plus de 85 % pour les plus faibles revenus, et entre 64 et 70 % pour les hauts revenus.

Là encore, la situation est différente en Italie : une courbe en cloche pour le diplôme (pouvant s'expliquer par une plus grande exposition aux carrières heurtées pour les moins diplômés ou du travail non déclaré plus important, et de plus grands filets de sécurité anticipés dans le cas français) et un taux constant selon le revenu (fruit des comptes notionnels où le rendement est identique quel que soit le revenu).

Ces graphiques signalent également, que l'anticipation des réformes ne mène pas toujours à une révision à la baisse de ces droits : c'est le cas des plus diplômés et des hauts revenus. Peut-être anticipent-ils simultanément de repousser l'âge de leur retraite, ou s'attendent-ils à une hausse future de leurs revenus qui conduit à un taux de remplacement exprimé en revenu immédiat supérieur à terme (après anticipation de leur carrière) ou encore considèrent-ils que les réformes futures offrent de plus grandes garanties de leurs droits à retraite ?

Graphique 2. Taux de remplacement moyen et variance selon l'âge

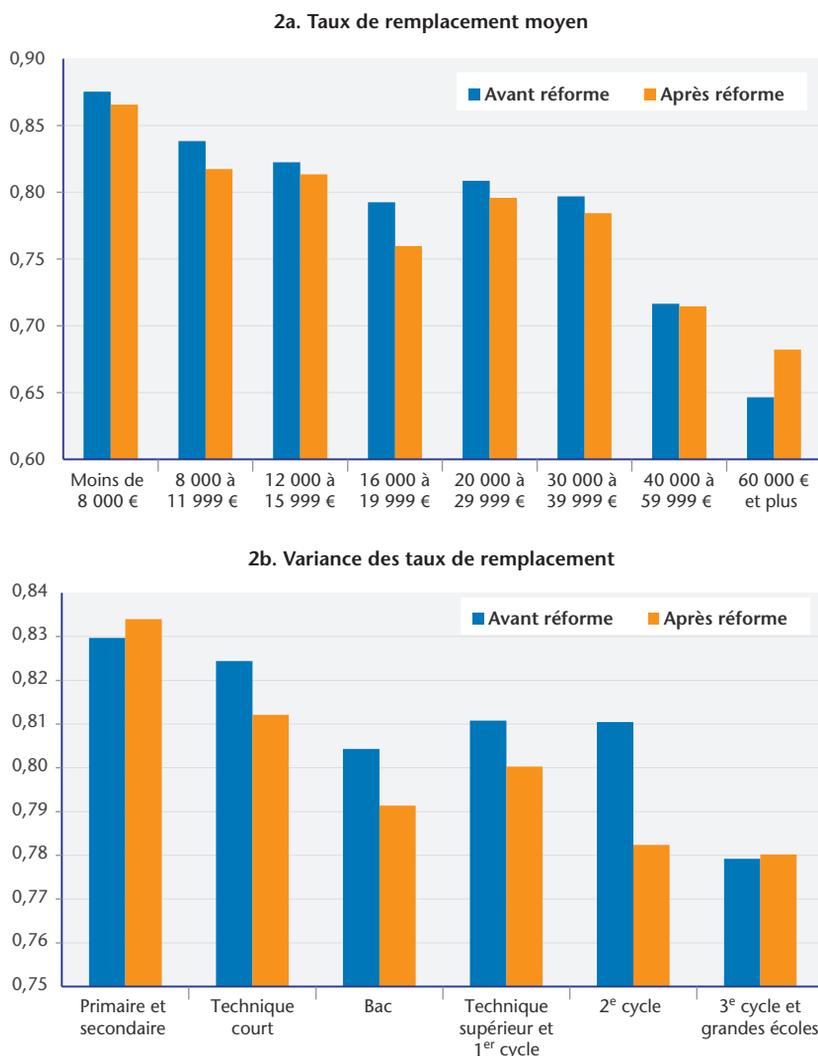


Source : enquête PATeR 2012.

Le tableau A2.2 (annexe 2) présente les estimations de régressions économétriques qui permettent de croiser les effets des caractéristiques des individus sur les taux de remplacement anticipés. Cette analyse confirme les effets bruts précédemment décrits : toutes choses égales par ailleurs, c'est surtout l'effet du revenu qui demeure significatif dans le cas des anticipations avant réforme ainsi qu'un effet d'âge négatif ; le sexe du répondant joue également un rôle : les hommes sont plus optimistes sur leur taux de remplacement ; les indépendants

anticipent des taux de remplacement moins élevés. Il est cependant plus difficile de trouver des déterminants aux anticipations après réforme : la prise en compte des réformes rend les anticipations des taux de remplacement plus incertaines et donc moins déterminées. À noter également que la variance sur les taux de remplacement diminue logiquement avec les niveaux de connaissance des individus quant aux réformes et quant à leurs droits.

Graphique 3. Taux de remplacement par niveau de diplôme et montant de revenu du travail



Source : enquête PATÉR 2012.

Guiso *et al.* (2013) procèdent sensiblement à la même analyse économétrique dans le cas italien. Les effets obtenus sont les suivants : l'âge a un effet positif sur le taux de remplacement anticipé contrairement à notre étude (mais comme indiqué précédemment, la question posée faisait référence au revenu perçu au moment de la retraite, et non au revenu présent) ; le fait de travailler dans la fonction publique augmente le taux de remplacement anticipé, contrairement aux indépendants.

## 7. Taux de remplacement anticipé et taux d'épargne (financière)

L'enquête PAT€R 2012 demandait également aux participants de répartir leurs dépenses sur une année en fonction des différents postes budgétaires : alimentation, santé, énergie, habillement, *etc*<sup>8</sup>. Deux des postes concernaient la finance des ménages : l'épargne et les remboursements d'emprunt. Comme il n'est pas possible avec cette question de séparer les remboursements en intérêts et en capital (FBCF) et d'identifier la nature des prêts (logement ou consommation), nous n'avons considéré, pour étudier les comportements de retraite, que l'épargne financière. Le taux d'épargne moyen sur la population active observé dans notre enquête est de l'ordre de 8,0 % du revenu du ménage. Il s'agit maintenant d'analyser les déterminants de cette épargne, et en particulier de mesurer l'effet du taux de remplacement anticipé qui permet de tester la substituabilité entre les deux formes de « patrimoine ».

Les tableaux 1a et 1b présentent différentes variantes des régressions du taux d'épargne financière<sup>9</sup> (de 0 à 100 %) du ménage en fonction d'un certain nombre de leurs caractéristiques : taux de remplacement anticipé après réforme et anticipation de carrière (de 0 à 1), variance de ce taux, âge du répondant, composition du patrimoine réel (logement principal, autres logements et actifs professionnels), âge

---

8. La question était la suivante : « Globalement, en moyenne sur une année, comment se répartissent vos dépenses en fonction des différents postes ci-dessous (en tenant compte des dépenses de tous les membres de votre foyer) ? ».

9. Il est important de noter que l'enquête PAT€R 2012 a été conçue pour calculer le taux d'épargne au niveau du ménage alors que les questions relatives à l'anticipation de taux de remplacement sont appréciées au niveau individuel, c'est-à-dire celui de la personne interrogée. Dans un contexte de foyers bi-actifs, il serait opportun d'intégrer l'ensemble des pensions anticipées au niveau du ménage, ce que ne permet pas l'enquête.

anticipé de la retraite (tableau 1a) ou différence entre âge anticipé et âge souhaité (tableau 1b), niveau de revenu, niveau de diplôme, nombre d'enfants, secteur d'activité, préférences à l'égard du risque et du temps (échelles de Likert de 0 à 10), niveau d'information et degré d'attachement au système actuel<sup>10</sup>. Le tableau 1a recense les effets estimés sur l'ensemble de la population des personnes en activité de moins de 65 ans à partir de deux modèles économétriques : moindres carrés ordinaires (MCO) et modèle Tobit. Le recours au MCO permet d'avoir une première estimation simple du problème étudié. Quant au modèle Tobit, il est particulièrement adapté lorsque la variable dépendante est continue mais n'est observable que sur un intervalle limité, ce qui est le cas du taux d'épargne financière. Le recours à ces deux types de modèle permet d'avoir une base de comparaison et de vérifier la robustesse des résultats obtenus à la suite d'un changement de stratégie économétrique. Le tableau 1b s'intéresse également à la seule population des actifs relevant du secteur privé (fonctionnaires exclus).

Avant d'étudier l'effet du taux de remplacement, intéressons-nous aux autres déterminants individuels de l'épargne financière. Celle-ci est tout d'abord fortement dépendante du niveau de revenu pour les revenus supérieurs à 40 000 euros (pour la régression MCO, 30 000 pour le Tobit) ; ainsi, à autres caractéristiques constantes, le taux d'épargne augmente de +6,01 points pour les plus riches en revenu par rapport au taux d'épargne moyen. Le taux d'épargne est maximal dans la tranche d'âge 45-55 ans (respectivement +3,48 points), période peut-être plus propice à préparer financièrement sa retraite et au cours de laquelle le poids des remboursements d'emprunts est plus faible (les autres tranches d'âge ne semblent pas avoir d'effet significatif sur le taux d'épargne). Ce sont les ménages sans enfants et les familles nombreuses qui épargnent le plus : capacité à épargner moins importante vs. altruisme plus marqué ? Enfin, la préférence pour le présent influence fortement le taux d'épargne du ménage : plus il est prévoyant, plus il accumule pour la consommation future (toutes choses égales par ailleurs, un individu fortement prévoyant épargne 5,41 % de son revenu en plus par rapport à un individu vivant au jour le jour). Par contre, l'aversion au risque n'a aucun effet sur le taux d'épargne financière : il est vrai que l'on ne s'intéresse pas ici à la composition de

---

10. Le niveau d'adhésion au système actuel et le niveau de connaissance du système sont des scores construits à partir d'un ensemble de questions ; pour plus de détails, voir Arrondel, Masson et Soulat (2013).

celle-ci, entre investissement risqué et placements sûrs. De même, la détention d'actifs réels ou l'âge anticipé de départ en retraite ne semblent pas influencer le taux d'épargne financière. Plus le niveau d'adhésion au système de retraite en place est fort (*i.e.* moins les individus rejettent le système en place en lui préférant des systèmes alternatifs comme un système en capitalisation ou un système uniforme au minimum vieillesse pour tous) et plus le taux d'épargne est faible. En d'autres termes, plus l'individu adhère au système en place et plus il considère que le système lui procurera un niveau de vie satisfaisant à la retraite, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, une bonne connaissance du système de retraite en place (philosophie du système, mode de calcul des droits), et plus l'individu tend à avoir un taux d'épargne financière élevé.

Ces régressions montrent également que, toutes choses égales par ailleurs, le taux de remplacement anticipé aurait un effet négatif, statistiquement significatif, sur le taux d'épargne, quelle que soit la méthode empirique (MCO ou Tobit) et la population étudiée (ensemble des actifs ou actifs du secteur privé) : une lecture causale de l'équation économétrique du tableau 1a associe une baisse de 0,1 point du taux de remplacement anticipé à une hausse du taux d'épargne financière annuel de 0,276 points par rapport à la moyenne (avec le modèle MCO). Si on retient une lecture en déviation (écart-type), on observe qu'un individu ayant un taux de remplacement inférieur d'un écart-type à la moyenne (0,575) aura un taux d'épargne de 1,21 point supérieur à un autre individu dont le taux de remplacement est supérieur d'un écart-type à la moyenne (1,014), soit une augmentation de 17,5 % du taux d'épargne.

Il peut être intéressant de comparer cet effet aux taux de cotisations retraite. Prenons le cas d'un salarié non cadre percevant un revenu inférieur au plafond de sécurité sociale (de l'ordre de 3 000 euros par mois en 2012) : en 2012 au moment de l'enquête, son taux de cotisation retraite est de 19,62 %, se décomposant en 12,12 % au régime général (5,40 % à la charge du salarié et 6,72 à la charge de l'employeur) et 7,5 % à l'Arrco (3,0 % à la charge du salarié et 4,4 % à la charge de l'employeur). Par conséquent, une modification de l'ordre de 1,2 point de revenu annuel net consacré à l'épargne peut être rapproché du niveau de cotisation au régime complémentaire Arrco à la charge d'un salarié non cadre du secteur privé gagnant moins que le PSS (3,0 % du salaire brut).

## 8. Conclusions

Selon une logique de cycle de vie, une baisse anticipée du taux de remplacement peut conduire à deux effets sur les décisions concernant la retraite des individus. Le premier effet consiste à augmenter son épargne. Le second se traduit par un allongement de la durée d'activité et un report de l'âge de départ en retraite afin de compenser la baisse de la pension, due notamment à l'anticipation d'une réforme.

Dans cet article, nous concentrons notre attention sur les arbitrages entre épargne financière privée et pension anticipée en tenant compte des caractéristiques individuelles. Nous faisons l'hypothèse que les individus se projettent plus facilement dans le taux de remplacement que dans le montant de leur future pension. Nous mettons en évidence, toutes choses égales par ailleurs, une relation négative entre le taux de remplacement anticipé et le taux d'épargne financière.

Ce travail apporte ainsi un éclairage sur les arbitrages entre accumulation de patrimoine retraite publique anticipé et accumulation d'épargne privée. Il participe à alimenter les réflexions actuelles concernant les comportements de départ en retraite, d'âge pivot et de taux de remplacement cible : dans un système de retraite en points, les individus pourraient alors viser un taux de remplacement cible et ajuster ainsi leur âge de départ et leur niveau d'épargne. Notre étude montre aussi l'intérêt d'utiliser et de développer des enquêtes du type de PATÉR : l'appréciation des anticipations et des intentions en matière d'épargne et de retraite nécessitent des enquêtes détaillées, régulières et idéalement en panel ; la conduite de telles enquêtes doit être encouragée et soutenue.

Les liens entre âge de départ, accumulation de patrimoine et taux de remplacement anticipé font également l'objet d'autres travaux en cours. Plusieurs effets contradictoires sont susceptibles d'influencer la relation entre âge anticipé de départ et niveau de richesse. D'une part, un patrimoine élevé rend moins dépendant au niveau de pension, permettant d'avancer l'âge de la retraite. En outre, les personnes qui ont le plus de patrimoine sont les plus âgées. D'autre part, les personnes qui ont le plus de patrimoine sont aussi celles qui ont le plus haut de niveau de diplôme, ces derniers tendant à partir plus tard. Une étude de ces effets permettrait d'enrichir les apports de cet article.

Tableau 1a. Taux d'épargne financière des ménages en 2012

Variables explicatives	Mco		Tobit	
	Coefficient	t	Coefficient	t
<b>Constante</b>	2,324	0,49	-2,333	-0,43
<b>Taux de remplacement anticipé</b>	-2,762 **	-2,16	-3,399 **	-2,26
<b>Écart-type du taux de remplacement anticipé</b>	0,230	0,09	-0,043	-0,01
<b>Composition du patrimoine réel</b>				
Logement principal	-0,215	-0,34	0,144	0,20
Autres logement	0,342	0,47	0,728	0,90
Actifs professionnels	-1,610	-1,07	-1,791	-1,06
<b>Diplôme</b>				
Primaires et Secondaire	0,000		0,000	
Technique court (CAP,BEP)	-2,364 *	-1,77	-2,710 *	-1,93
2e, 1re, niveau bac ou brevet prof.	-2,083	-1,54	-2,251 *	-1,74
Technique supérieur (IUT,BTS) et 1er cycle (DEUG,DEUST,etc..)	-1,485	-1,07	-1,471	-1,18
2e cycle (licence, maîtrise, etc...)	-0,951	-0,64	-0,853	-0,68
3e cycle (DEA,DESS, doctorat, etc...)	-1,743	-1,05	-2,056	-1,10
<b>Revenu</b>				
Pas de revenus	0,000		0,000	
Moins de 8 000 €	-1,411	-0,76	-1,881	-0,88
De 8 000 à 11 999 €	0,967	0,50	1,439	0,66
De 12 000 à 15 999 €	0,460	0,26	0,914	0,45
De 16 000 à 19 999 €	-0,035	-0,02	0,447	0,22
De 20 000 à 29 999 €	1,141	0,66	2,134	1,09
De 30 000 à 39 999 €	2,455	1,34	3,283	1,59
De 40 000 à 59 999 € .	3,464 *	1,69	4,407 *	1,91
60 000 € et plus	6,013 **	2,20	6,965 **	2,29
<b>Âge</b>				
Moins de 25 ans	0,000		0,000	
25-34 ans	2,095	1,24	1,654	0,88
35-44 ans	2,071	1,24	1,492	0,80
45-54 ans	3,476 **	2,09	3,033	1,64
55-64 ans	1,139	0,66	0,128	0,07
<b>Préférences</b>				
Tolérance au risque (échelle de 0 à 10)	-0,054	-0,41	-0,076	-0,51
Prévoyance (échelle de 0 à 10)	0,541 ***	4,17	0,694 ***	4,71
<b>Anticipation âge de retraite</b>				
50 à 55 ans	3,620	0,88	5,732	1,23
55 à 60 ans	4,003	1,14	5,228	1,29
60 à 65 ans	4,387	1,26	5,559	1,38
65 à 70 ans	4,610	1,29	5,994	1,45
Plus de 70 ans	4,019	0,93	3,356	0,66

Tableau 1a (suite). Taux d'épargne financière des ménages en 2012

Variables explicatives	Mco		Tobit	
	Coefficient	t	Coefficient	t
<b>Nombre d'enfants</b>				
Pas d'enfant	0,000		0,000	
Un enfant	-2,291 ***	-2,98	-2,625 ***	-3,05
Deux enfants	-2,585 ***	-3,64	-2,763 ***	-3,49
Trois enfants	-1,964 **	-2,07	-2,105 **	-1,99
Quatre enfants et plus	-2,778	-1,55	-3,569 *	-1,75
<b>Statut d'activité</b>				
Salarié	0,000		0,000	
Fonctionnaire	0,001	0,00	-0,020	-0,03
Indépendant	-0,520	-0,47	-0,283	-0,23
<b>Niveau d'adhésion au système actuel (0 à 10)</b>	-0,260 **	-2,55	-0,284 **	-2,49
<b>Niveau de connaissance du système (0 à 5)</b>	0,298	1,57	0,335	1,57
<b>Nombre d'observations</b>	<b>1 004</b>		<b>1 004</b>	
<b>R2 (ou Pseudo-R2)</b>	<b>0,123</b>		<b>0,090</b>	

Les symboles \*, \*\* et \*\*\* désignent respectivement des niveaux de significativité à 90, 95 et 99 %.

Note : le niveau d'adhésion au système actuel et le niveau de connaissance du système sont des scores construits à partir d'un ensemble de questions ; pour plus de détails, voir Arrondel, Masson et Soulat (2013).

Source : calculs des auteurs d'après l'enquête PATeR 2012.

Tableau 1b. Taux d'épargne financière des ménages en 2012

Variables explicatives	Ensemble des actifs		Secteur privé	
	Coefficient	t	Coefficient	t
<b>Constante</b>	5,943 **	2,03	6,880 **	2,13
<b>Taux de remplacement anticipé</b>	-3,117 **	-2,46	-3,146 **	-2,22
<b>Écart-type du taux de remplacement anticipé</b>	-0,018	-0,01	0,692	0,23
<b>Composition du patrimoine réel</b>				
Logement principal	-0,237	-0,37	-0,080	-0,11
Autres logement	0,479	0,66	0,247	0,29
Actifs professionnels	-1,448	-0,97	-1,601	-1,00
<b>Diplôme</b>				
Primaires et secondaire	0,000		0,000	
Technique court (CAP,BEP)	-2,447	-1,49	-2,019	-1,35
2e, 1re, niveau bac ou brevet prof.	-2,054 *	-1,67	-1,724	-1,15
Technique supérieur (IUT,BTS) et 1er cycle (DEUG,DEUST,etc..)	-1,242	-1,09	-1,188	-0,77
2e cycle (licence, maîtrise, etc...)	-0,914	-0,82	-1,177	-0,71
3e cycle (DEA,DESS, doctorat, etc...)	-1,393	-1,23	-1,033	-0,55

Tableau 1b (suite). Taux d'épargne financière des ménages en 2012

Variables explicatives	Ensemble des actifs		Secteur privé	
	Coefficient	t	Coefficient	t
<b>Revenu annuel</b>				
Pas de revenus	0,000		0,000	
Moins de 8 000 €	-1,245	-0,67	-1,222	-0,65
De 8 000 à 11 999 €	0,939	0,49	1,321	0,68
De 12 000 à 15 999 €	0,441	0,25	0,534	0,29
De 16 000 à 19 999 €	-0,046	-0,03	-0,213	-0,12
De 20 000 à 29 999 €	1,170	0,68	0,903	0,51
De 30 000 à 39 999 €	2,333	1,29	2,611	1,40
De 40 000 à 59 999 € .	3,452 *	1,70	3,988 *	1,85
60 000 € et plus	4,333	1,56	5,245 *	1,74
<b>Âge</b>				
Moins de 25 ans	0,000		0,000	
25-34 ans	2,085	1,26	2,840	1,61
35-44 ans	1,829	1,11	1,936	1,10
45-54 ans	3,373 **	2,06	3,373 *	1,93
55-64 ans	0,963	0,56	1,367	0,74
<b>Préférences</b>				
Tolérance au risque (échelle de 0 à 10)	-0,083	-0,63	-0,035	-0,23
Prévoyance (échelle de 0 à 10)	0,511 ***	3,95	0,599 ***	4,03
<b>Différence âge de retraite anticipé-âge souhaitée</b>	-0,060	-0,81	-0,084	-1,02
<b>Nombre d'enfants</b>				
Pas d'enfant	0,000		0,000	
Un enfant	-2,183 ***	-2,86	-3,512 ***	-3,86
Deux enfants	-2,566 ***	-3,65	-3,211 ***	-3,87
Trois enfants	-2,008 **	-2,13	-2,183 **	-2,00
Quatre enfants et plus	-2,599	-1,46	-3,021	-1,49
<b>Statut d'activité</b>				
Salarié				
Fonctionnaire	-0,062	-0,10		
Indépendant	-0,543	-0,49	-0,725	-0,64
<b>Niveau d'adhésion au système actuel (0 à 10)</b>	-0,248 **	-2,44	-0,278 **	-2,33
<b>Niveau de connaissance du système (0 à 5)</b>	0,294	1,56	0,227	1,06
<b>Nombre d'observations</b>	<b>994</b>		<b>744</b>	
<b>R2 (ou Pseudo-R2)</b>	<b>0,117</b>		<b>0,138</b>	

Les symboles \*, \*\* et \*\*\* désignent respectivement des niveaux de significativité à 90, 95 et 99 %.

Note : le niveau d'adhésion au système actuel et le niveau de connaissance du système sont des scores construits à partir d'un ensemble de questions ; pour plus de détails, voir Arrondel, Masson et Soulat (2013).

Source : calculs des auteurs d'après l'enquête PAT€R 2012.

## Références

- Alessie R., V. Angelini et P. van Santen, 2013, « Pension wealth and households' savings in Europe: Evidence from SHARELIFE », *European Economic Review*, n° 63, pp. 308-329.
- Arrondel L. et A. Masson, 2017, « Why does household demand for shares decline during the crisis? The French case », *Economie et Statistique*, n° 494-495-496, pp. 167-190.
- Arrondel L. et A. Masson, 2014, « Mesurer les préférences des épargnants. Comment et pourquoi (en temps de crise) ? », *Economie et statistique*, n° 467-468, pp 5-49.
- Arrondel L. et A. Masson, 2011, *L'épargne dans un monde en crise : ce qui a changé*, Paris, Editions rue d'Ulm.
- Arrondel L., A. Masson et L. Soulat, 2013, « Les Français et leur retraite : connaissance, inquiétude et attachement », *Questions retraite et solidarité – Les études*, n° 2, janvier.
- Arrondel L. et L. Soulat, 2017, « Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite - Recherche d'explications », *document n° 5 pour le COR*, décembre 2017.
- Attanasio O. P. et A. Brugiavini, 2003, "Social Security and Households' Saving", *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1075-1119.
- Attanasio O.P. et S. Rohwedder (2003), « Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom », *American Economic Review*, vol. 93, n° 5, pp. 1499-1521.
- Auerbach A., L. J. Kotlikoff et J. Skinner (1983), « The Efficiency Gains from Dynamic Tax Reform », *International Economic Review*, vol. 24, n° 1, pp. 81-100.
- Augier L., T. Chauveau et C. Loupias, 1995, « Épargne privée et retraite par répartition dans un modèle de croissance optimale, en avenir incertain et avec générations d'agents », *Revue économique*, n° 46-2, pp. 195-215.
- Bac C. et J. Château, 2004, « Vieillesse démographique, épargne et retraite : une analyse à l'aide d'un modèle d'équilibre général à agents hétérogènes », *documents de travail du CEPII*, n° 2004-14.
- Bechichi N., A. Marino et M. Tô, 2020, « Augmenter les bornes d'âge ou la durée d'assurance : quel impact sur l'âge de départ au vu des récentes réformes ? », *Questions retraite et solidarité – Les études*, n° 31, novembre.
- Benallah S., P. Concialdi, M. Husson et A. Math, 2004, « Retraites : les scénarios de la réforme », *Revue de l'Ires*, n° 44, 2004/1.
- Bernheim D. et L. Levin, 1989, « "Social Security and Personal Saving: An Analysis of Expectations », *American Economic Review – AEA Papers and Proceedings*, vol. 79, n° 2, pp. 97-102.
- Blanchet D., 1992, « Retraite et croissance économique : un essai de simulation », *Economie et prévision*, n° 105, pp. 1-16.

- Blanchet D. et T. Debrand T., 2007, « Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : santé, satisfaction au travail and facteurs monétaires », *Economie and Statistique*, n° 403-404, pp. 39-62.
- Blanchet D. et R. Mahieu, 2001, « Une analyse microéconométrique des comportements de retrait d'activité », in *Épargne et retraite, Revue d'Economie politique*, Dalloz, Paris.
- Blau D. M., 2016, « Pensions, Household Saving, and Welfare: A Dynamic Analysis », *Quantitative Economics*, n° 7, pp. 193-224.
- Bottazzi R., T. Jappelli et M. Padula, 2006, « Retirement expectations, pension reforms, and their impact on private wealth accumulation », *Journal of Public Economics*, vol. 90, n° 12, pp. 2187-2212.
- Cambier S., E. Poujardieu et L. Soulat, 2014, « Réformes des retraites et évolution des âges de départ à la CNRACL : un éclairage sur les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires », *Questions retraite et solidarité – Les cahiers*, n°1, janvier.
- Conseil d'orientation des retraites, 2017, « Le système de retraite italien depuis les réformes des années 90 : une transition lente mais effective vers un régime unifié », Secrétariat général du COR, *document n°6 pour le COR*, séance du 5 juillet 2017.
- Conseil d'orientation des retraites, 2016, « Rétrospective des réformes des retraites depuis 1993 », Secrétariat général du COR, *document n°2 pour le COR*, séance du 14 décembre 2016.
- D'addio A., M. Roger et F. Savignac, 2018, *Pension and Savings: Cross-country heterogeneity in Europe*, manuscrit.
- Daniel C., A. Lavigne, S. Mottet, J. H. Nze Obame, B. Séjourné et C. Tagne, 2017, « Que valent les engagements des régimes de retraite envers les retraités en France ? », *Revue d'économie politique*, 2017/5, vol. 127, pp. 889-912.
- Daniel C., A. Lavigne, S. Mottet, J. H. Nze Obame, B. Séjourné et C. Tagne, 2016, « L'équivalent patrimonial des droits à la Retraite en France : une approche par caisse de retraite sur données de l'échantillon inter-régime de retraite », *Revue de l'OFCE*, n° 149, pp. 5-45.
- Debrand T. et N. Sirven, 2009, « Quelles sont les motivations des départs à la retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle, ou rôle de la protection sociale ? », *Document de travail de l'Irdes*, DT n° 26, juin.
- Dominitz J. et C.F. Manski, 2006, « Measuring Pension-benefit Expectations Probabilistically », *Labour*, vol. 20, n° 2, pp. 201-236.
- Drees, 2020, *Les retraités et les retraites*, édition 2020.
- Drees, 2017, *Les retraités et les retraites*, édition 2017.
- Engelhardt G. V. et A. Kumar, 2011, « Pensions and Household Wealth Accumulation », *Journal of Human Resources*, vol. 46, n° 1, pp. 203-236.

- Feldstein M., 1978, « Do private pensions increase national savings? », *Journal of Public Economics*, vol. 10, n° 3, pp. 277-293.
- Feldstein M., 1974, « Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 5, pp. 905-926.
- Feldstein M. et J. B. Liebman, 2002, « Social Security », chapitre 32, volume 4, in Alan J. Auerbach et Martin Feldstein (eds.) *Handbook of Public Economics*, Elsevier.
- Feldstein M. et A. Pellechio, 1979, « Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence », *Review of Economics and Statistics*, n° 61, pp. 361-368.
- Fonseca R. et T. Sopraseuth, 2019, « Distributional effects of social security reforms: The case of France », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, n° 52, pp. 1289-1320.
- Fornero E., 2020, « La réforme italienne des retraites : ombres et lumières d'un parcours d'obstacles », *Revue de l'OFCE*, n° 170.
- Gale W. G. et Phillips, J. W. R., 2006, « Pensions, Social Security Wealth and Lifetime Earnings: Evidence from the Health and Retirement Study », *Center for Retirement Research at Boston College*.
- Guégano Y., 2016, « Les redistributions opérées par le système de retraite français à deux étages (base et complémentaire) », *Regards*, vol 1, n° 49, pp. 137-148.
- Guiso L., T. Jappelli et M. Padula, 2013, « Pension Wealth Uncertainty », *Journal of Risk and Insurance*, vol. 80, n° 4, pp. 1057-1085.
- Hairault J. O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2004, « Retraite choisie et réduction des déficits », *Revue française d'économie*, n°18, pp. 75-136.
- Hénin P. Y. et T. Weitzenblum, 2004, « Éléments d'évaluation de la réforme des retraites », *Revue française d'économie*, n°18, pp. 9-74.
- Hubbard R. G., 1986, « Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, n° 2, pp. 167-178.
- Kessler D., A. Masson et D. Strauss-Kahn, 1980, « Système de retraites et épargne des ménages en France », *Revue économique*, vol. 31, n° 6, pp. 1157-1177.
- Le Cacheux J. et V. Touzé, 2002, « Les modèles d'équilibre général calculable à générations imbriquées : enjeux, méthodes et résultats », *Revue de l'OFCE*, n° 80.
- Liebman J. B. et E. Luttmer, 2014, « The Perception of Social Security Incentives for Labor Supply and Retirement: The Median Voter Knows More than You'd Think », *NBER Working Paper*, n° w20562, octobre.
- Lusardi A. et Mitchell O. S., 2014, « The economic importance of financial literacy: Theory and evidence », *Journal of Economic Literature*, vol. 52, n° 1, pp. 5-44.

- Magnani R., 2006, « Vieillesse de la population en Italie et efficacité des réformes Amato et Dini : un modèle d'équilibre général à générations imbriquées », *Recherches économiques de Louvain*, vol. 72, n° 3, pp. 287-338.
- Manski C. F., 2004, « Statistical Treatment Rules for Heterogeneous Populations », *Econometrica*, vol. 72, n° 4, juillet, pp. 1221-1246.
- Modigliani F. et R. Brumberg, 1954, « Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data », dans *Post Keynesian Economics*, sous la direction de K. Kurihara, New Brunswick, New Jersey, Rutgers University Press.
- Pestieau P., 2003, « La privatisation des retraites », in « *Épargne, assurance vie et retraite* », L. Arrondel éd., Economica, chapitre 8.
- Samuelson P. A., 1958, « An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money », *Journal of Political Economy*, vol. 66, n° 6, pp. 467-482.
- Slavov S., D. Gorry, A. Gorry et F. N. Caliendo, 2019, « Social security and saving: An Update » *Public Finance Review*, n° 47, à paraître.
- Soulat L., 2017, « Un regard sur les principaux objectifs qu'une réforme devrait poursuivre », *document n°7 pour le COR*, décembre.
- Soulat L., 2013, « Enquête 'Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite', Caisse des Dépôts, Compléments au *Questions Retraite & Solidarité*, n° 2 », *document n° 7bis pour le COR*, séance de mai 2013 consacrée aux « Les Français et la retraite : résultats d'enquêtes récentes ».
- Stock J. et Wise, D. A., 1990, « Pension, the option value of work and retirement », *Econometrica*, Vol. 58, n° 5, pp. 1151-80.
- Vernière L., 1999, « La réforme du système de retraite en Italie », *Questions retraite*, n° 99, 22, octobre.

## ANNEXE 1. Réformes des retraites touchant les personnes interrogées dans la vague 2012 de l'enquête PAT€R

Tableau A1. Les vagues de réformes des retraites

Réformes	Principaux changements
<b>Réforme de 1993 (dite réforme Balladur)</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>— Allongement de la durée de cotisation pour bénéficier d'une retraite à taux plein pour les salariés du secteur privé et les non-salariés : passage de 150 trimestres pour la génération 1933 à 160 trimestre pour la génération 1943 au rythme d'un trimestre supplémentaire par an ;</li> <li>— introduction d'une décote de 10 % par année manquante ;</li> <li>— passage progressif d'un salaire de référence basé sur les 10 meilleures années aux 25 meilleures années ;</li> <li>— confirmation de l'indexation des salaires portés aux comptes et des pensions sur les prix (pratiqué depuis 1987).</li> </ul>
<b>Réforme de 2003 (dite réforme Fillon 1)</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>— Alignement progressif de la durée requise pour le taux plein des fonctionnaires sur les salariés du secteur privé : passage de 150 trimestres pour la génération 1943 à 160 trimestres pour la génération 1948 au rythme de 2 trimestres par an ;</li> <li>— indexation des pensions des fonctionnaires sur les prix et non plus sur les traitements ;</li> <li>— allongement de la durée requise pour le taux plein pour les salariés, les non salariés et les fonctionnaires de 160 trimestres pour les génération 1948 à 164 trimestres pour la génération 1952 ;</li> <li>— adoption du principe de partage des gains d'espérance de vie entre allongement de la durée de vie à la retraite et allongement de la durée d'activité : passage à 165 trimestres pour les générations 1953 et 1954 et à 166 trimestres pour les générations 1955 et 1956 ;</li> <li>— création d'une surcote et réduction de la décote ;</li> <li>— instauration des départs anticipés pour carrières longues.</li> </ul>
<b>Réforme de 2008</b>	Appliquer aux régimes spéciaux (à l'exception des mineurs et des marins) les règles en vigueur dans la fonction publique depuis 2003.
<b>Réforme de 2010 (dite réforme Fillon 2)</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>— augmentation de l'âge d'ouverture des droits de 60 à 62 ans pour les salariés, les fonctionnaires sédentaires et les non salariés : de 4 trimestres pour les personnes nées au second semestre 1951 puis de 5 trimestres supplémentaires par année de naissance pour les personnes nées entre 1952 et 1955 (de 55 à 57 ans pour les fonctionnaires exerçant des emplois relevant de la catégorie active entre la génération 1955 et la génération 1960 et de 50 à 52 ans pour les emplois relevant de la catégorie super-active entre la génération 1960 et la génération 1965) ;</li> <li>— durcissement des conditions d'accès aux retraites anticipées pour carrière longue ;</li> <li>— extinction du dispositif départ parents de 3 enfants dans la fonction publique.</li> </ul>
<b>Réforme de 2012 (dite Hollande)</b>	— extension du dispositif de départ anticipé pour carrière longue aux personnes qui ont commencé à travailler entre 18 et 20 ans.
<b>Réforme de 2014 (dite réforme Touraine)</b>	— poursuite de l'augmentation de la durée nécessaire pour le taux plein : de 166 trimestres pour la génération 1957 à 172 trimestres pour la génération 1973 et suivantes au rythme d'un trimestre tous les 3 ans.
<b>Accord national interprofessionnel sur l'Agirc-Arrco de 2015</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>— unification de l'Agirc et de l'Arrco ;</li> <li>— introduction du coefficient de solidarité : à partir de 2019 pour la génération 1957, tout nouveau retraité qui remplit les conditions de taux plein au régime de base se voit appliqué une décote de 10 % par année pendant 3 ans et au maximum jusqu'à 67 ans, sauf : i) s'il est exonéré de CSG, ou se voit appliqué une décote de 5 % s'il est soumis à un taux réduit de CSG ; ii) s'il reporte d'un an son départ en retraite par rapport à son âge d'obtention du taux plein ; iii) il se voit appliquer pendant 1 an une surcote de 10 % s'il reporte son départ de 2 ans, de 20 % pour un report de 3 ans et de 30 % pour un report de 4 ans par rapport à l'obtention du taux plein au régime de base ;</li> <li>— moindre revalorisation des pensions de retraite dès 2016 et augmentation du coût d'achat du point.</li> </ul>

Source : déterminé par les auteurs.

## ANNEXE 2. Mesures des taux de remplacement anticipés

Tableau A2.1. Caractéristiques des anticipations du taux de remplacement moyen et son écart-type

	Répondants ANT_TR1	Non répondants ANT_TR1	Répondants ANT_TR2	Non répondants ANT_TR2	Ensemble (population active)
Âge	40,5	39,7	40,3	40,7	40,4
Sexe (femme)	0,47	0,53	0,47	0,51	0,48
Salarié	0,617	0,638	0,614	0,649	0,621
Fonctionnaire	0,241	0,128	0,243	0,140	0,222
Indépendant	0,092	0,051	0,093	0,057	0,086
Sans emploi	0,049	0,183	0,051	0,154	0,071
Bac et +	0,520	0,320	0,528	0,322	0,477
Bac Scientifique ou Économique (parmi Bac)	0,439	0,340	0,441	0,352	0,428
Moyenne scolaire subjective (de 0 à 20)	12,69	12,02	12,71	12,03	12,59
Bien informé (très ou plutôt)	0,202	0,156	0,197	0,184	0,194
Connaissance système	2,923	1,681	2,926	1,870	2,718
Connaissance droits	1,082	0,594	1,083	0,669	1,001
Connaissance réforme	4,797	3,217	4,823	3,361	4,536
Nombre d'observations	<b>1 291</b>	<b>249</b>	<b>1 239</b>	<b>301</b>	<b>1 540</b>
En %	<b>83,8</b>	<b>16,2</b>	<b>80,5</b>	<b>19,5</b>	<b>100,0</b>
Taux moyen de remplacement anticipé (moyenne)	80,99		79,67		
Taux moyen de remplacement anticipé (médiane)	81,0		78,5		
Variance du taux de remplace- ment anticipé (moyenne)	1,63		1,78		

Note : les niveaux de connaissance du système, de ses droits et de la réforme de 2010, sont des scores construits à partir d'un ensemble de questions ; pour plus de détails, voir Arrondel, Masson et Soulat (2013).

Source : calculs des auteurs d'après l'enquête PATÉR 2012.

Tableau A2.2. Caractéristiques des anticipations du taux de remplacement moyen et des écart-types des taux de remplacement (moindres carrés ordinaires)

	Taux de remplacement anticipé avant réforme				Taux de remplacement anticipé après réforme			
	Moyenne		Écart-type		Moyenne		Écart-type	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t
<b>Constante</b>	0,687 ***	10,11	0,047	1,38	0,752 ***	9,87	0,081 **	2,25
<b>Sexe (homme)</b>	0,025 **	2,02	0,011 *	1,82	0,023 *	1,67	0,012 *	1,87
<b>Âge</b>								
Moins de 35 ans	0,048 ***	2,67	0,009	1,03	0,062 ***	3,14	0,005	0,58
35 à 49 ans	0,024	1,60	-0,001	-0,17	0,026	1,57	-0,003	-0,38
Plus de 50 ans	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.
<b>Diplôme</b>								
Primaire, secondaire	0,030	0,80	0,014	0,74	0,067	1,60	-0,002	-0,10
Technique court	0,021	0,82	-0,017	-1,29	0,024	0,83	-0,026 *	-1,87
Niveau Baccalauréat	0,003	0,14	-0,018	-1,47	0,003	0,12	-0,023 *	-1,81
Technique supérieur	0,008	0,36	-0,003	-0,25	0,006	0,22	-0,006	-0,49
2e cycle	0,019	0,81	-0,004	-0,30	-0,007	-0,28	-0,007	-0,59
3e cycle	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.
<b>Montant du revenu</b>								
Pas de revenu	0,132 **	1,83	0,049	1,34	0,074	0,95	0,024	0,63
Moins de 8,000 €	0,211 ***	3,74	0,064 **	2,23	0,149 **	2,37	0,048	1,61
De 8 000 à 11 999 €	0,183 ***	3,23	0,050 *	1,77	0,113 *	1,78	0,028	0,95
De 12 000 à 15 999 €	0,144 ***	2,65	0,039	1,43	0,090	1,47	0,010	0,34

Tableau A2.2 (suite). Caractéristiques des anticipations du taux de remplacement moyen et des écart-types des taux de remplacement (moindres carrés ordinaires)

	Taux de remplacement anticipé avant réforme					Taux de remplacement anticipé après réforme			
	Moyenne		Écart-type			Moyenne		Écart-type	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t	
De 16 000 à 19 999 €	0,123 **	2,28	0,048 *	1,77	0,048	0,80	0,028	0,96	
De 20 000 à 29 999 €	0,149 ***	2,84	0,032	1,20	0,095	1,61	0,005	0,17	
De 30 000 à 39 999 €	0,139 ***	2,62	0,034	1,25	0,084	1,41	0,005	0,19	
De 40 000 à 59 999 €	0,062	1,11	0,034	1,22	0,022	0,35	0,000	-0,01	
Plus de 60 000 €	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	
<b>Status</b>									
Salarié	-0,026	-0,77	0,019	1,08	-0,059	-1,60	0,025	1,46	
Fonctionnaire	-0,027	-0,75	0,007	0,40	-0,072 *	-1,85	0,019	1,05	
Indépendant	-0,076 **	-1,99	0,037 *	1,93	-0,122 ***	-2,91	0,049 **	2,46	
Inactif	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	
<b>Niveau de connaissance</b>									
Bonne connaissance du système	-0,003	-0,76	0,002	1,06	-0,003	-0,67	0,005 **	2,03	
Bonne connaissance des réformes	-0,005	-1,03	-0,004 *	-1,71	-0,002	-0,45	-0,006 ***	-2,68	
Bonne connaissance de ses droits	-0,011	-1,61	-0,012 ***	-3,46	-0,009	-1,25	-0,010 ***	-2,79	
<b>Nombre d'observations</b>	<b>1 159</b>					<b>1 117</b>			
<b>R2</b>	<b>0,064</b>		<b>0,048</b>			<b>0,066</b>		<b>0,051</b>	

Les symboles \*, \*\* et \*\*\* désignent respectivement des niveaux de significativité à 90, 95 et 99 %.

Note : les niveaux de connaissance du système, de ses droits et de la réforme de 2010, sont des scores construits à partir d'un ensemble de questions ; pour plus de détails, voir Arrondel, Masson et Soulat (2013).

Source : calculs des auteurs d'après l'enquête PATER 2012.

