

Taux de remplacement anticipé et épargne

Luc Arrondel¹, Hector Calvo² et Laurent Soulat³

Papier en construction : ne pas citer

A priori, un individu qui anticipe à une perte de niveau de vie avec le passage à la retraite devrait augmenter immédiatement son épargne. La question de l'impact d'un régime de retraite obligatoire sur le niveau de l'épargne a ainsi fait l'objet de nombreux travaux aux résultats incertains. Il a souvent été avancé que le faible lien ou l'absence de lien entre perte de revenu et épargne étaient dus au niveau élevé de solidarité et de protection offerts par le système de retraite français. A moins que les agents aient déjà ajusté leur montant d'épargne à leurs anticipations.

Dans ce papier, nous étudions les effets de l'anticipation du taux de remplacement (rapport entre première pension et dernier revenu d'activité) sur le comportement d'épargne. Ce travail nécessite de tenir compte à la fois des évolutions anticipées de carrière (évolution de la dynamique des salaires) et des évolutions anticipées des réformes des retraites sur la future pension. A partir des données de l'enquête Caisse des Dépôts sur un échantillon représentatif de la population française, nous montrons qu'une baisse anticipée du taux de remplacement conduit à une faible hausse de l'épargne, toutes choses égales par ailleurs.

La question de l'impact d'un régime de retraite obligatoire sur le niveau de l'épargne a fait l'objet de nombreuses publications depuis l'article séminal de Feldstein (1974) s'appuyant sur l'hypothèse du cycle de vie (Modigliani and Brumberg, 1954) et la modélisation de Samuelson (1958). L'auteur y estime, sur le fondement de données agrégées, que le régime de retraite obligatoire américain (« Social Security ») abaisse le taux d'épargne des particuliers de 30% à 50%, alors que le modèle simple du cycle de vie laisse attendre une compensation complète sous certaines hypothèses restrictives (neutralité actuarielle du régime de retraite, absence de « myopie » ou de motif d'épargne autre que la préparation de la retraite...).

Par la suite, c'est des données individuelles qui ont le plus souvent été utilisées pour étudier cette question, à la fois pour des raisons théoriques (mieux prendre en compte la diversité des parcours professionnels, des motifs d'épargne et des régimes de retraite) et parce que l'accès à ces données et leur traitement sont devenus plus faciles. Toutefois, le résultat le plus fréquemment trouvé est resté celui d'une compensation partielle de l'acquisition de droits à retraite dans le cadre de régimes obligatoires par une baisse de l'épargne (Feldstein et Pellechio, 1979 ; Hubbard, 1986 ; Feldstein et Liebman, 2002 ; Attanasio et Brugiavini, 2003 ; Bottazzi *et al.*, 2006 ; Engelhardt et Kumar, 2011 ; Alessie *et al.*, 2013).

1 CNRS-Paris School of Economics,

2 University of Southampton,

3 Caisse des Dépôts, correspondance laurent_soulat@caissedesdepots.fr

Ces approches fondées sur des données individuelles font aussi ressortir quatre sujets d'intérêt pour nous :

- pour parvenir à des conclusions précises sur l'impact des régimes de retraite obligatoires sur le niveau de l'épargne, il faudrait en principe disposer de données fiables aussi bien sur l'ensemble de la carrière professionnelle des ayant-droits (Alessie *et al.* 2013) que sur les prestations qu'ils anticipent recevoir (Benheim et Levin, 1989) ;
- à cet égard, l'incertitude sur les pensions qui seront perçues est forte, particulièrement parmi les jeunes ainsi que chez les non-salariés (Dominitz et Manski C. F., 2006 ; Guiso *et al.*, 2013). Cette incertitude peut se traduire par une inquiétude : ainsi, lors d'une enquête effectuée en France en septembre-octobre 2012, 81% des personnes interrogées se déclarent inquiètes ou très inquiètes de la pérennité du système actuel de retraite (Arrondel *et al.*, 2013) ;
- les réformes des régimes fournissent des « expériences de laboratoire » pour tester un éventuel impact (Attanasio et Rohweder, 2003 ; Slavov *et al.*, 2019), ce qui peut être particulièrement intéressant dans le cas d'un système relativement proche du système français comme c'est le cas en Italie (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 à la marge le signe de la corrélation le plus souvent trouvée négative entre équivalent patrimonial des droits à la retraite et épargne ;
- il existe une forte hétérogénéité des effets sur l'épargne selon le niveau de patrimoine (Engelhardt et Kumar, 2011 ; d'Addio *et al.*, 2018).

Les données : « Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite »

L'enquête de la Caisse des Dépôts Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite a été réalisée par voie postale par TNS-Sofres du 10 septembre au 12 octobre 2012 auprès d'un échantillon représentatif de la population française composé de 2 776 personnes de 18 ans et plus ne vivant pas en institution. Le questionnaire est composé de presque 150 questions. Parmi les 2 776 personnes interrogées dans l'enquête CDC, 2 000 sont communes à la vague 2011 de l'enquête en panel PAT€R¹ sur les préférences à l'égard du risque et du temps en matière de choix patrimoniaux des français.

Une première analyse des réponses à de l'enquête CDC sur les « Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite » est présentée Arrondel, Masson et Soulat (2013)². Les résultats qui y sont mis en avant reposent sur la construction d'indicateurs synthétiques :

¹ Pour plus de détails voir notamment Arrondel et Masson (2011, 2017).

² Pour plus de détails sur l'ensemble des questions posées, le questionnaire est disponible sur le site internet <http://retraitesolidarite.caissedesdepots.fr/> à la rubrique *Etudes et publications*. Arrondel, Masson et Soulat (2013) y est également disponible ainsi que sur le site du Conseil d'orientation des retraites (document 7 de la séance de mai 2013).

- en matière de connaissance : la connaissance du système de retraite, la connaissance de la réforme de 2010 et la connaissance des droits. Les Français auraient plutôt une bonne connaissance générale du système de retraite et du contenu de la réforme de 2010. Leur connaissance particulière sur leurs droits personnels à pension apparaît cependant plus limitée mais celle-ci s'améliore à l'approche de la retraite.

- en matière d'inquiétude : l'inquiétude sur l'avenir du système de retraite en général et l'inquiétude sur le montant futur de sa pension. Les Français sont relativement inquiets quant à l'avenir du système de retraite et quant au montant de leur pension à venir.

- en matière d'attachement : les Français témoignent d'un fort attachement au système de retraite actuel, y compris les plus jeunes.

- en matière d'anticipation de réforme : en 2012, année de l'enquête, les Français s'attendaient à une réforme dans les années suivantes. Les réformes systémiques recueillent moins de suffrages que des changements « paramétriques ». Parmi ces derniers, les mesures d'allongement de carrière semblent les mieux acceptées.

Des exploitations complémentaires de l'enquête ont été réalisées³. Trois points y sont notamment explorés : l'évolution de l'inquiétude en fonction de l'âge, la comparaison entre les souhaits et les anticipations de réformes, la tolérance à l'allongement de la durée d'activité et à la hausse des cotisations suivant plusieurs scénarios. Les jeunes n'ont pas des niveaux d'inquiétude quant à l'avenir du système et quant à leurs propres droits significativement différents de leurs aînés : le niveau d'inquiétude général vis-à-vis du système ne baisse qu'à l'approche du départ (à partir de 57 ans) et celui concernant les droits à la retraite ne diminue qu'à partir de la seconde partie de carrière (à partir de 41 ans).

Lorsque l'on compare les mesures que préféreraient les Français et les évolutions qu'ils anticipent, ces derniers sont davantage disposés à soutenir un allongement de la durée d'activité et/ou une élévation de l'âge de départ. Mais ils anticipent presque autant une hausse des cotisations ou une baisse des pensions.

Lorsque l'on examine différentes contreparties à l'allongement de la carrière ou à la hausse des cotisations, l'allongement de la durée d'activité semble préféré à une hausse des cotisations. L'adhésion des Français à l'allongement de la durée d'activité et le nombre d'années supplémentaires qu'ils sont disposés à assurer sont très proches quelle que soit la contrepartie envisagée. Par contre les Français semblent d'autant plus disposés à supporter une hausse des cotisations que la contrepartie présente une assurance d'un certain niveau de droit personnel. Enfin, la moitié des Français en activité est plutôt favorable à une stagnation du montant des pensions afin d'éviter une hausse des cotisations.

Au-delà des leviers d'ajustement du système actuel, une attention est portée plus particulière sur les objectifs que les Français seraient plus disposés à soutenir en matière de réforme visant la simplification et la recherche d'équité (Arrondel et Soulat, 2017).

³ Voir Soulat (2013), Arrondel et Soulat (2014 et 2017).

Comment mesurer les anticipations du taux de remplacement ?

Notons le revenu individuel du répondant (A27) i au moment t ou l'enquête a eu lieu (09/2012) par Y_t^i et par $y_t^i = \ln Y_t^i$. A partir des réponses aux questions (D29 et D30) sur le revenu individuel une fois à la retraite (en $t+R_i$ ou R_i est le nombre d'années que l'individu i anticipe de travailler avant de pouvoir partir à la retraite), il est possible d'exprimer ${}_r Y_{t+R_i}^i$, en fonction du taux de remplacement $(1+\tau^i)$ par rapport à son revenu individuel en t :

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

Les questions D29 et D30 demandent au répondant de distribuer 100 points selon la vraisemblance relative de onze différents scénarios $k=1 \dots 11$, délimités par les seuils $\tau_k = \{.5, .3, .2, .1, .01, 0, -.01, -.1, -.2, -.3, -.5\}$:

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

Les onze seuils correspondent à onze sous-ensembles disjoints pour les réalisations possibles du revenu individuel une fois à la retraite :

$${}_r Y_{t+R_i}^i \in [0, +\infty[= [0, .5] \cup] .5, .3] \cup \dots \cup] 1.5, +\infty[= \bigcup_{k=1}^{11} \{\rho_k\}$$

Ainsi, le répondant i ayant attribué une probabilité de 20% au scénario $k=2$ où son revenu individuel une fois à la retraite serait entre 50 et 30 pour cent de son revenu actuel, correspondrait à :

$$Pr(\rho_1 Y_t^i < {}_r Y_{t+R_i}^i \leq \rho_2 Y_t^i) = Pr(.5 Y_t^i < {}_r Y_{t+R_i}^i \leq .3 Y_t^i) = .2 \equiv p_2^i \in [0, 100]$$

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

	Répondants D29	Non répondant D29	Répondants D30	Non répondant D30	Ensemble (population active)
Age	40.5	39.7	40.3	40.7	40.4
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 Economique (parmi Bac)	0.439	0.340	0.441	0.352	0.428
Moyenne scolaire subjective	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	1291	249	1239	301	1540
	83.8%	16.2%	80.5%	19.5%	100.0%
Taux moyen de remplacement anticipé (moyenne)	80.99		79.67		
Taux moyen de remplacement anticipé (médiane)	81.0		78.5		
Variance du taux de remplacement anticipé (moyenne)	1.63		1.78		

Source : enquête CdC-attentes et perception des Français à l'égard de la retraite

Premiers résultats

Le tableau 1 présente les caractéristiques des échantillons utilisés : population active, répondants à la question D29 et D30 sur les anticipations de prestations retraite. Plus de 80% de l'échantillon des actifs a répondu à ces questions, taux qui compte tenu de la difficulté de celles-ci, est un taux de réponse très satisfaisant. L'analyse des statistiques descriptive montre que les personnes ayant formulé des anticipations sont en moyenne, plus souvent fonctionnaire ou indépendant, mais aussi plus diplômés et plus au fait de leurs droits et des réformes. Mais ces caractéristiques sont essentiellement dues à leur statut professionnel : être sans-emploi ne facilite pas le calcul de ses droits futurs. En moyenne, le taux de remplacement anticipé avoisine les 81% du salaire actuel avec les droits actuels, un peu moins de 80% en tenant compte des évolutions et des réformes anticipées. La faible différence entre les taux de remplacement anticipés avant et après réforme tient vraisemblablement au fait que les individus ont intégré le

fait de travailler davantage pour un montant de prestations identiques (à l’instar de la réforme de 2013-2014). C’est ce que nous enseigne le tableau 2 sur les âges de départ à la retraite : âge minimum, âge idéal, âge anticipé. On constate qu’en moyenne l’âge anticipé correspond à l’âge minimum et que l’âge idéal correspond à 2,7 années de moins.

Tableau 2 : Age de départ à la retraite

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

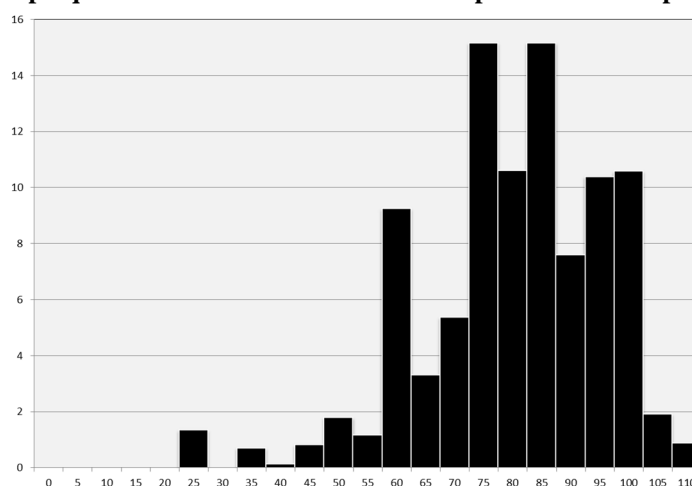
Source : enquête CdC-attentes et perception des Français à l’égard de la retraite

Les anticipations du taux de remplacement

Le graphique 1 montre la distribution des taux de remplacement anticipés après réforme : près de 54% des répondants évaluent leurs droits de retraite entre 70% et 90% de leur salaire actuel.

Voir par rapport à la réalité des taux...

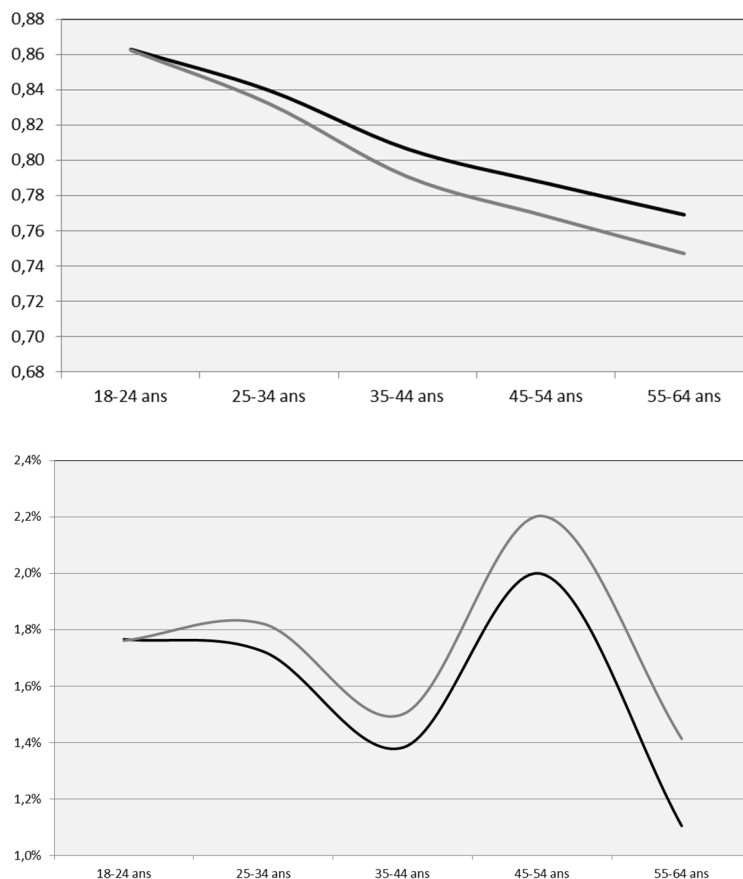
Graphique 1 : Distribution des taux de remplacement anticipés (%)



Source : enquête CdC-attentes et perception des Français à l’égard de la retraite

Le graphique 2a décrit les anticipations du taux de remplacement avant (noir) et après réforme (gris) en fonction de l’âge du chef de ménage, ainsi que la variance de ce taux. Il montre que ces taux de remplacement diminuent sur le cycle de vie : 86% chez les plus jeunes (moins de 25 ans) vs. 77% (55-64 ans) avant réforme, respectivement 86% vs. 75%, après. Les jeunes surestiment donc leurs droits à la retraite. La courbe de la variance de ce taux révèle qu’elle est maximale entre 45 et 54 ans, âge où l’on commence à avoir (ou à acquérir) de l’information sur ses droits, puis diminue fortement ensuite.

Graphique 2a : Taux de remplacement moyen et variance selon l'âge avant (noir) et après (gris) réforme



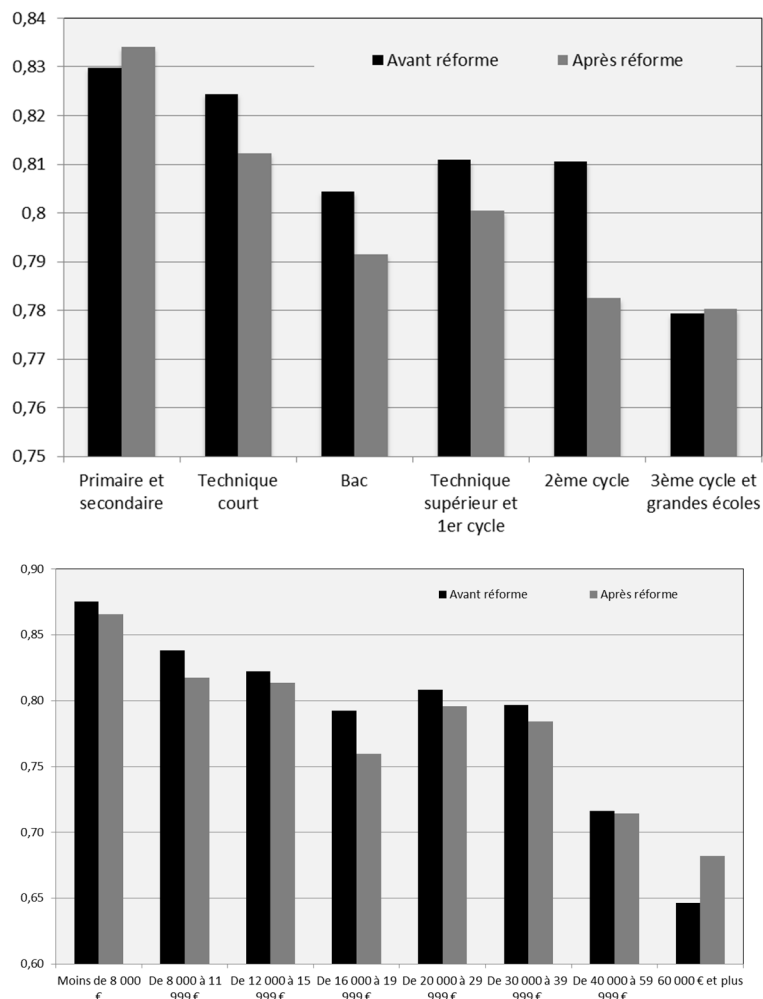
Source : enquête CdC-attentes et perception des Français à l'égard de la retraite

Une des rares études comparables sur les anticipations de droits concerne l'Italie (Guiso *et al.*, 2013), même si la méthode de mesure diffère quelque peu (estimation de la distribution cumulée plutôt que la densité). Le taux de remplacement moyen anticipé s'élève à 67%, le système de pensions publiques italiens étant moins généreux que le système français. La variance de ce taux de remplacement, égale à 6,15, est plus élevée qu'en France, 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 donc leurs droits. L'incertitude, quant à elle, diminue avec l'âge.

Le graphique 2b croise le taux de remplacement anticipé avec deux autres caractéristiques : le niveau de diplôme et de revenu. En moyenne, ce taux diminue avec ces deux variables : autour de 83% pour les moins diplômés, environ 78% pour les titulaires d'un titre universitaire de 3^{ème} cycle ou d'une Grande école ; plus de 85% pour les plus faibles revenus, entre 64 et 70% pour les hauts revenus. Là encore, la situation est différente en Italie : une courbe en cloche pour le diplôme et un taux constant selon le revenu.

Ces statistiques montrent également, que l'anticipation des réformes ne mène pas toujours à une révision à la baisse de ces droits : c'est le cas des diplômés et des hauts revenus. Peut-être anticipent-ils simultanément de repousser l'âge de leur retraite ?

Graphique 2b : Taux de remplacement anticipé moyen selon le niveau de diplôme et de revenu



Source : enquête CdC-attentes et perception des Français à l'égard de la retraite

Les régressions présentées dans le tableau 1 permettent de valider certains des effets précédents. Toutes choses égales par ailleurs, c'est surtout l'effet du revenu qui demeure significatif dans le cas des anticipations sans réforme avec également un effet d'âge et de sexe (les hommes sont plus optimistes) ; les indépendants ont également des anticipations moins élevés quant à leurs anticipations de droits. Il est cependant plus difficile de trouver des déterminants aux anticipations après prise en compte des réformes : la prise en compte des réformes rend les anticipations des taux de remplacement encore plus ambiguës, et en conséquence plus difficile à formuler.

Tableau 1 : Caractéristiques des anticipations du taux de remplacement moyen et son écart-type (Mco)

	Taux de remplacement anticipé				Taux de remplacement anticipé après réforme			
	Moyenne		Ecart-type		Moyenne		Ecart-type	
Constante	0,687	10,11	0,047	1,38	0,752	9,87	0,081	2,25
Sexe (homme)	0,025	2,02	0,011	1,82	0,023	1,67	0,012	1,87
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
50 et +	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.
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 Bac	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
2ème cycle	0,019	0,81	-0,004	-0,30	-0,007	-0,28	-0,007	-0,59
3ème cycle	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.
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
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
60 000 € et plus	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.
Salariés	-0,026	-0,77	0,019	1,08	-0,059	-1,60	0,025	1,46
Fonctionnaires	-0,027	-0,75	0,007	0,40	-0,072	-1,85	0,019	1,05
Indépendants	-0,076	-1,99	0,037	1,93	-0,122	-2,91	0,049	2,46
Inactifs	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.	0,000	Ref.
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
Nombre d'observations	1159				1117			
R2	0,064		0,048		0,066		0,051	

Guiso *et al.* (2013) procèdent sensiblement à la même analyse économétrique. Les effets obtenus sont les suivants : l'âge a un effet positif sur le taux de remplacement anticipé ; le fait de travailler dans la fonction publique l'augmente contrairement aux indépendants.

Épargne et taux de remplacement anticipé

Le tableau 2 régresse le taux d'épargne du ménage en fonction d'un certain nombre de leurs caractéristiques : taux de remplacement anticipé après réforme (en % de diminution du revenu actuel), variance de ce taux, âge, âge anticipé de la retraite, niveau de revenu, niveau de diplôme, nombre d'enfants, secteur d'activité, préférence (aversion au risque et préférence pour le présent), niveau d'information et degré d'attachement au système actuel.

Cette régression montre que toute chose égale d'ailleurs, le taux de remplacement anticipé a bien un effet négatif sur le taux d'épargne, au moins chez les salariés (2 dernières colonnes). Les autres effets concernent la prévoyance (faible préférence pour le présent), le degré d'adhésion au système actuel (négatif), le niveau de revenu (positif) et le nombre d'enfants (négatif).

Selon cette régression, il y aurait donc substitution entre pension publique et épargne privée au niveau individuel selon un effet de cycle de vie : moins le niveau de leurs prestation est important, plus les individus (prévoyants) épargnent par eux-mêmes.

Tableau 2 : Taux d'épargne des ménages en 2012 (MCO)

Variables explicatives	<i>Coefficient</i>	<i>t</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t</i>
Constante	11,295	2,32	11,046	1,92
Taux de remplacement anticipé	-2,179	-1,74	-2,924	-1,98
Ecart-type du tx de remplacement anticipé	-0,168	-0,06	1,228	0,39
primaires et secondaire	2,005	1,14	2,127	1,04
technique court (CAP,BEP)	-0,575	-0,44	-0,526	-0,34
2ème, 1ère, niveau bac ou brevet prof.	-0,129	-0,11	-0,432	-0,30
technique supérieur (IUT,BTS) et 1er cycle (DEUG,DEUST,etc..)	0,227	0,20	-0,085	-0,06
2ème cycle (licence, maîtrise, etc...)	0,588	0,51	0,291	0,20
3ème cycle (DEA,DESS, doctorat, etc...)	0,000	Ref.	0,000	Ref.
Pas de revenus	-8,070	-2,86	-7,593	-2,36
Moins de 8 000 €.	-7,294	-2,79	-9,317	-3,15
De 8 000 à 11 999 €.	-5,982	-2,27	-6,645	-2,23
De 12 000 à 15 999 €.	-6,510	-2,58	-7,399	-2,56
De 16 000 à 19 999 €.	-6,833	-2,73	-8,120	-2,83
De 20 000 à 29 999 €.	-5,646	-2,32	-7,171	-2,57
De 30 000 à 39 999 €.	-4,369	-1,78	-5,266	-1,89
De 40 000 à 59 999 €.	-3,207	-1,23	-4,092	-1,39
60 000 € et plus	0,000	Ref.	0,000	Ref.
Moins de 25 ans	-0,529	-0,32	-1,502	-0,77
25-34 ans	0,857	0,89	1,155	1,01
35-44 ans	0,906	1,03	0,708	0,68
45-54 ans	2,253	2,69	1,850	1,85
55-64 ans	0,000	Ref.	0,000	Ref.
Aversion au risque (échelle de 0 à 10)	-0,114	-0,84	-0,071	-0,45
Préférence pour le présent (Echelle de 0 à 10)	0,569	4,30	0,650	4,18
50 à 55 ans	1,682	0,43	1,347	0,26
55 à 60 ans	1,856	0,56	1,327	0,30
60 à 65 ans	2,178	0,66	1,902	0,43
65 à 70 ans	2,360	0,69	1,650	0,37
Plus de 70 ans	1,966	0,47	2,159	0,42
Un enfant	-2,485	-3,12	-3,743	-3,93
Deux enfants	-2,909	-4,02	-3,362	-3,90
Trois enfants	-1,984	-2,03	-2,237	-1,95
Quatre enfants et plus	-3,237	-1,75	-3,395	-1,56
Salarié	-0,878	-0,48	1,661	1,50
Fonctionnaire	-1,007	-0,52		
Indépendant	-2,333	-1,14	0,000	Ref.
Inactif	0,000	Ref.		
i_score_conn_sys	-0,286	-2,75	-0,239	-1,90
i_score_adhesion	0,322	1,61	0,268	1,15
Nombre d'observations		987		702
R2		0,117		0,144

Références

- Alessie R., Angelini V., van Santen P. (2013), Pension wealth and households savings in Europe: Evidence from SHARELIFE, *European Economic Review*, 63, 308-329.
- Arrondel L., Masson A., Soulat L. (2013), Les Français et leur retraite : connaissance, inquiétude et attachement, *Questions retraite et solidarité*, 2.
- Arrondel, L. & Masson, A. (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 (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 (2014), « Les dépenses de santé à la charge des ménages avant et pendant la retraite », document de travail du Conseil d'orientation des retraites, n°4, séance de 24 septembre 2014 consacrée à « la consommation et l'épargne des retraités ».
- Arrondel, L., et L. Soulat (2017), « Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite - Recherche d'explications », note n°5 pour le COR, décembre 2017.
- Arrondel, L., et L. Soulat (2017), « Un regard sur les principaux objectifs qu'une réforme devrait poursuivre », note n°7 pour le COR, décembre 2017.
- Arrondel, L., et L. Soulat (2017), « La connaissance des droits personnels : information disponible et acquisition d'information », note n°9 pour le COR, décembre 2017.
- Attanasio O. P., Brugiavini A. (2003), Social Security and Households' Saving, *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1075-1119.
- Attanasio O. P., Rohwedder S. (2003), Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom, *American Economic Review*, 93(5), 1499-1521.
- Bernheim D., Levin, 1989), Social Security and Personal Saving: An Analysis of Expectations, *American Economic Review – AEA Papers and Proceedings*, 79(2), 97-102.
- Bottazzi R., Jappelli T., Padula M. (2006), Retirement expectations, pension reforms, and their impact on private wealth accumulation, *Journal of Public Economics*, 90(12), 2187-2212.
- D'addio A., Roger M., Savignac F. (2018), Pension and Savings: Cross-country heterogeneity in Europe, manuscrit.
- Dominitz J., Manski C. F. (2006), Measuring Pension-benefit Expectations Probabilistically, *Labour*, 20(2), 201-236.
- Engelhardt G. V., Kumar A. (2011), Pensions and Household Wealth Accumulation, *Journal of Human Resources*, 46(1), 203-236.

Feldstein M. (1974), Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation, *Journal of Political Economy*, 82(5), 905-926.

Feldstein M., Liebman J.B. (2002), Social Security, dans *Handbook of Public Economics*, chapitre 32, volume 4, sous la direction d'Alan J. Auerbach et Martin Feldstein, Elsevier.

Feldstein M., Pellechio A. (1979), Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence, *Review of Economics and Statistics*, 61, 361-368.

Guiso L., Jappelli T., Padula M. (2013), Pension Wealth Uncertainty, *Journal of Risk and Insurance*, 80(4), 1057-1085.

Hubbard R. G. (1986), Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence, *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(2), 167-178.

IGAS (2015), Rapport 2015 « La protection sociale des jeunes de 16 à 29 ans ».

Modigliani F., Brumberg R. (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.

Samuelson P. A., An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money, *Journal of Political Economy*, 66(6), 467-482.

Slavov S., Gorry D., Gorry A., Caliendo F. N. (2019), Social security and saving: An Update, *Public Finance Review*, 47, à paraître.

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 de travail du Conseil d'orientation des retraites, n°7bis, séance de mai 2013 consacrée aux « Les Français et la retraite : résultats d'enquêtes récentes ».