
DOCUMENT
DE TRAVAIL
N° 280

UNE PREMIÈRE COMPARAISON DES DROITS
À PENSION DES MÉNAGES FRANÇAIS ET AMÉRICAINS

Dominique Durant et Laure Frey



UNE PREMIÈRE COMPARAISON DES DROITS
À PENSION DES MÉNAGES FRANÇAIS ET AMÉRICAINS

Dominique Durant et Laure Frey

Les Documents de travail reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "www.banque-france.fr".

**UNE PREMIÈRE COMPARAISON DES DROITS À PENSION
DES MÉNAGES FRANÇAIS ET AMÉRICAINS***

Dominique Durant[†] et Laure Frey[‡] –

* Cet article exprime les opinions des auteurs et ne reflète pas nécessairement celles de la Banque de France. Les auteurs remercient beaucoup Didier Blanchet pour l'apport de sa discussion, ainsi que Vladimir Borgy et Remy Lecat pour leurs commentaires.

[†] Banque de France - Direction générale des statistiques

[‡] Banque de France - Direction générale des études et des relations internationales

Résumé : Dans un contexte où de nombreux pays avancés se préoccupent du devenir de leurs régimes de retraite par répartition et cherchent à développer des sources de revenus complémentaires futurs après la cessation d'activité, il est important de bien comprendre l'influence du système de retraite sur les comportements des ménages en matière d'épargne et de constitution de patrimoine. A cette fin, deux pays aux structures très différentes en matière de système de retraite ont été choisis pour effectuer une comparaison : la France et les Etats-Unis. Pour chacun, l'étude présente les données actuellement disponibles sur la valeur actuarielle des droits des ménages français au titre de la retraite par répartition en les complétant par des estimations obtenues par l'application du modèle de retraite de la Banque mondiale (PROST) aux engagements de retraite de la sécurité sociale. Les choix des ménages en matière d'épargne, de détention d'actifs et de structure des risques sont examinés à la lumière de ces évaluations. Les résultats de cette comparaison ne vont pas tous dans le sens attendu : au niveau agrégé, les ménages semblent peu tenir compte des droits à pension qu'ils acquièrent dans le système par répartition pour déterminer le montant du patrimoine qu'ils s'efforcent d'accumuler. Par ailleurs, les effets de la retraite par répartition sur l'épargne des ménages américains, pour lesquels des séries longues de droits à retraite sont publiées, est évaluée dans le cadre d'un modèle de cycle de vie sans qu'une corrélation significative puisse être établie.

Mots clé : Consommation, épargne, fonds de pension, sécurité sociale et retraites publiques, Choix de portefeuille et décisions d'investissement

Codes JEL : E21, G11, G23, H55

Abstract: Advanced countries worry about the future of their pay-as-you go pension schemes and try to introduce supplementary sources for revenue following employment termination. It is thus useful to understand how the pension schemes influence households behavior regarding saving and accumulation of assets. Two countries have been chosen for comparison due to their very different structures regarding pension schemes: France and the United States. For each of them, the paper presents available data regarding the present value of households' pension entitlements on pay-as-you-go pension schemes and adds the authors' estimation from the World Bank model for pension (PROST) regarding the social security. In this light, households' choice regarding savings, assets, and risk structure of their portfolio are examined. Results of the comparison are not straightforward: on aggregated data, households don't seem to take into account their pension entitlements on pay-as-you go scheme in order to define the amount of their assets. Neither is there any long term correlation between pension entitlements and American households' saving, while examined within the framework of a life cycle model.

Key words: Consumption and savings, pension funds, social security and public pensions, portfolio choices and investment decisions

JEL codes : E21, G11, G23, H55

1. Introduction

De nombreux pays avancés se préoccupent actuellement du devenir de leurs régimes de retraite par répartition et sont à la recherche d'un système viable à moyen et long termes qui leur permette de faire face aux tendances démographiques en cours. Dans ce contexte, il est important de bien comprendre l'influence des différents systèmes de retraite sur les comportements des ménages en matière d'épargne et de constitution des patrimoines. Or, la théorie ne permet pas de trancher sur le sens de la relation entre les droits à retraite par répartition et l'épargne privée : il n'est pas possible de dire a priori si une hausse des engagements du système par répartition va réduire ou augmenter l'épargne des ménages. De surcroît, il convient de tenir compte des caractéristiques assez distinctes des différents systèmes de retraites en matière de couple rendement- risque, et donc en termes d'exposition aux fluctuations des prix d'actifs.

L'objet de cette étude est de présenter les données actuellement disponibles sur la valeur actuarielle des droits des ménages français au titre de la retraite par répartition en les complétant par des estimations obtenues par l'application du modèle de retraite de la Banque mondiale (PROST) aux engagements de retraite de la sécurité sociale française[§]. Les choix des ménages français en matière d'épargne et de détention d'actifs sont examinés à la lumière de ces évaluations et comparés à ceux des ménages américains. Les États-Unis ont été choisis à titre de comparaison en raison du rôle plus important qu'y jouent les régimes de retraite professionnels par rapport à celui du régime de sécurité sociale, ce facteur institutionnel pouvant expliquer pour une bonne part les différences de comportements d'épargne entre les deux populations. Par ailleurs, le contexte institutionnel actuel, avec le passage à l'enregistrement des plans de pension en mode actuariel dans les comptes nationaux, favorise cet exercice de comparaison. Ce travail demeure cependant imparfait et compliqué en raison notamment de limitations liées à la disponibilité des statistiques.

Les résultats de cette comparaison ne vont pas tous dans le sens attendu. Certes, en proportion du revenu disponible net des ménages, la valeur actuarielle des droits à pension découlant du système par répartition est, sans surprise, plus élevée en France qu'aux États-Unis. Symétriquement, les régimes de retraite professionnels et les placements des ménages en actifs financiers sont plus importants aux États-Unis. Toutefois, les actifs financiers des ménages américains, liés ou non à la retraite, ne sont pas aussi élevés qu'on aurait pu s'y attendre : rapportés au revenu disponible net, il sont loin d'atteindre l'importance que représentent le régime de retraite par répartition et les actifs immobiliers pour les ménages français. Les différences sont toutefois moins sensibles si l'on considère les données par tête plutôt que les ratios au revenu disponible net : la valeur actuarielle des droits à pension sur les régimes professionnels et le patrimoine immobilier des Américains se rapprochent alors de ceux des

[§] Cf. Holzmann, Palacios, Zviniene (2004)

Français, la richesse nette totale par individu de plus de 16 ans étant quasiment identique à fin 2007 dans les deux pays. En deuxième lieu, l'épargne constituée par les ménages américains, notamment pour la retraite, apparaît plus risquée que celle des Français : ce risque s'est matérialisé par une baisse de 19 % de la richesse nette des ménages américains** entre 2007 et 2008, cependant que les actifs des ménages français ne se réduisaient que de 2,6%. Enfin, au niveau agrégé, les ménages semblent peu tenir compte des droits à pension qu'ils acquièrent dans le système par répartition pour déterminer le montant du patrimoine qu'ils s'efforcent d'accumuler. Dans ces conditions, l'influence du système public de retraite sur l'épargne privée apparaît peu importante.

Cet article est organisé comme suit : la section 2 décrit les systèmes de retraite français; la section 3 compare les revenus tirés des systèmes de retraite ainsi que les patrimoines des ménages français et américains, en tenant compte de leurs avoirs détenus en vue de la retraite et en s'intéressant à la structure de leurs actifs et aux effets de richesse ; la section 4 tente d'évaluer les effets de la retraite par répartition sur l'épargne des ménages américains, pour lesquels des séries longues de droits à retraite sont publiées. La section 5 présente des éléments de conclusion.

2. Description des systèmes de retraite français et américain

2.1 Le système français est largement fondé sur des régimes par répartition

En France, le système de retraite est très majoritairement à l'origine des ressources financières des personnes de plus de 65 ans et sa gestion s'opère quasi exclusivement dans le cadre de régimes par répartition, gérés soit par la sécurité sociale, qui regroupe la plupart des régimes obligatoires et multi-employeurs de retraite par répartition, régimes de base autant que régimes complémentaires, soit par l'Etat pour ses fonctionnaires.

Ainsi, en 2007, les revenus des ménages de 65 à 74 ans sont ainsi constitués de pensions pour 69%, de revenu du patrimoine pour 19% et de revenus du travail pour 10%, le reste provenant de prestations sociales. Après 75 ans, les pensions augmentent encore (75% des revenus) au détriment des revenus du travail (4%), la part des autres types de ressources restant pratiquement inchangée.

La sécurité sociale représentait en 2007 81 % des pensions versées et 85 % des droits à pension estimés (tableau 1). Le système de retraite des fonctionnaires publics, directement financé par le budget de l'État, mais géré selon le même principe de répartition que la sécurité sociale représentait 16 % des pensions versées et 13% des droits à pension estimés.

** Hors biens de consommation durables

Deux réformes des retraites ont été mises en œuvre, l'une à partir de 1993 en vue de réduire le déficit du régime général de la sécurité sociale, la seconde à partir de 2003, s'appliquant au régime spécial des fonctionnaires. Ces réformes ont porté de 37,5 à 40 le nombre d'annuités nécessaires pour percevoir une retraite à taux plein. En raison de l'augmentation de l'espérance de vie, ce nombre d'annuités devrait être encore relevé jusqu'à atteindre 41,75 années en 2020. Les salariés sont autorisés et incités par un dispositif de décote/surcote à travailler au-delà de l'âge légal d'ouverture des droits à la retraite fixé à 60 ans. En outre, pour le secteur privé, le salaire de référence est désormais calculé sur la moyenne des 25 meilleures années (au lieu de celle des 10 meilleures années avant 1993). La réforme de 2003 a progressivement aligné le régime des fonctionnaires sur celui des travailleurs du secteur privé pour le nombre d'annuités requis et l'âge auquel ils sont incités à partir en retraite, mais le salaire de référence reste le traitement de fin de carrière, hors primes.

Les systèmes de retraite professionnels sont encore peu développés. Les régimes professionnels autonomes représentaient en 2007 2,2% des retraites versées et 1,5 % des droits à pension. Ils sont essentiellement gérés par les sociétés d'assurance et par les nouveaux dispositifs collectifs pour la retraite créés en 2003 (les PERCO, comparables aux plans d'épargne retraite à cotisations définies 401(k) des États-Unis). L'information disponible sur les régimes professionnels non autonomes, dont les engagements sont enregistrés sous forme de provisions au passif du bilan des employeurs, est insuffisante pour permettre une évaluation précise, mais on peut estimer grossièrement qu'elle n'ajoute pas plus de 1% au montant de pension déjà connus.

Les plans personnels constitués auprès de sociétés d'assurance, qui incluent notamment les PERP, sont encore moins importants. Dans la comptabilité nationale, les plans professionnels et personnels sont enregistrés dans les actifs financiers des ménages avec les contrats d'assurance vie et les titres d'OPCVM. En fait, les contrats d'assurance-vie jouent en France le même rôle que les plans de retraite volontaires aux États-Unis et offrent aux souscripteurs qui en ont les moyens la possibilité de se constituer une pension complémentaire de celle servie par la sécurité sociale.

Tableau 1: données disponibles pour la France sur les droits à pension et les flux associés

	1	3	4	5
	Plans de retraites professionnels autonomes (assurances et PERCO)	Fonctionnaires de l'Etat	Sécurité sociale	Total
En millions de personnes (2007)				
Cotisants	5,0	2,5	16,8	19,3
<i>En % du total</i>	<i>25,8</i>	<i>12,8</i>	<i>87,2</i>	<i>100,0</i>
Retraités	5,0	1,9	12,2	14,1
A fin 2008, en milliards d'euros				
1 Droits à pensions (bilan d'ouverture - taux d'actualisation de 2%)	116	1 040	6 575	7 731
2 Cotisations effectives	11	23	152	186
3 Impôts et transferts publics			13	13
4 Cotisations imputées, y.c. actualisation		41	259	300
5 Retraites versées	5	39	193	238
6 Valorisation et changements de volume	-1	-15		-16
7 Droits à pensions (bilan de clôture - taux d'actualisation de 2%)	120	1 050	6 806	7 976
<i>Pensions en % du total</i>	<i>2,2</i>	<i>16,4</i>	<i>81,4</i>	<i>100,0</i>
<i>Engagements de retraite en % du total</i>	<i>1,5</i>	<i>13,1</i>	<i>85,4</i>	<i>100,0</i>

Sources: DREES, FFSA, AFG, Minefi, Insee, et calculs des auteurs (en caractères gras)

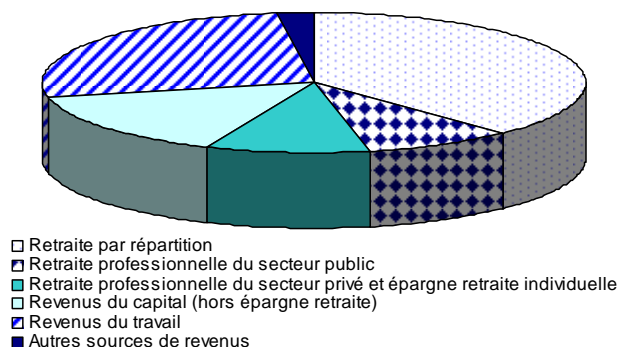
Les cotisants des colonnes 1 et 2 sont déjà compris dans ceux des colonnes 3 et 4

2.2 La prédominance de la retraite par répartition est moindre dans le système américain

Aux États-Unis, les contributions respectives des trois piliers du système de retraite – régime par répartition (la *social security* ou sécurité sociale), régimes professionnels et épargne retraite personnelle – sont plus équilibrées.

Les revenus des personnes âgées de plus de 65 ans dépendent en premier lieu de la sécurité sociale : neuf personnes âgées sur dix sont couvertes. En 2008, les prestations versées par la sécurité sociale représentaient en moyenne 39 % du revenu des plus de 65 ans (cf. graphique 1) et 67 % du revenu spécifiquement lié à la retraite. Les personnes de plus de 65 ans tiraient en moyenne encore 26% de leurs revenus du travail, 13% du capital (hors actifs financiers détenus pour la retraite) et seulement 9% des fonds de pension privés et autant des fonds de pension publics. Depuis 2005, la part occupée par les revenus du travail a tendance à croître en lien avec la hausse du taux de participation des personnes de plus de 65 ans, et celle du capital à diminuer. Cependant, la prépondérance des différentes sources de revenus varie fortement selon la catégorie de revenus des personnes concernées : dans le premier quintile, plus de 80% des revenus proviennent du système par répartition alors que ce dernier représente moins de 20% des revenus des personnes se situant dans le dernier quintile.

Graphique 1: Sources de revenu des personnes de plus de 65 ans en 2007 (En milliers de dollars)



En 2008, le fonds de sécurité sociale a versé des prestations à 35 millions de retraités, pour un montant de 509 milliards de dollars, et a disposé d'un montant total de ressources de 695 milliards de dollars, provenant des cotisations sur les revenus de 162 millions de salariés. Toutefois, selon les projections de ses administrateurs, le fonds sera déficitaire à partir de 2016 avec le départ à la retraite de la génération du baby-boom et, si aucune réforme n'est entreprise, il sera épuisé en 2037. Le président Clinton en 1999, et le président Bush en 2005, n'ont pas réussi à faire adopter les réformes du système de sécurité sociale favorisant le développement des comptes individuels de retraite.

L'adhésion aux régimes de retraite professionnels ou des syndicats du deuxième pilier est volontaire : selon le Bureau des statistiques sur l'emploi (*Bureau of Labor Statistics*), en mars 2008, 61 % des travailleurs du secteur privé avaient la possibilité d'adhérer à un plan de retraite géré par l'employeur et 51 % d'entre eux y avaient effectivement souscrit (20% des travailleurs du secteur privé ont adhéré à des régimes à prestations définies et 43 % à des régimes à cotisations définies, selon les données de mars 2006). En 2005, les fonds de pension des entreprises étaient largement sous-provisionnés, de plus de 450 milliards de dollars selon le *Government Accountability Office*, menaçant ainsi la viabilité de l'institution fédérale qui apporte sa garantie aux régimes privés de retraite à prestations définies, la *Pension Benefit Guarantee Corporation* (PBGC). Le Congrès a par conséquent adopté la loi sur la protection des retraites de 2006 (*Pension Protection Act*), qui augmente le taux de prime du PBGC.

Les contrats de rente et les comptes individuels de retraite du troisième pilier bénéficient d'exonérations fiscales. Toutefois, ils ne contribuent encore que modestement au revenu de retraite des personnes âgées de plus de 65 ans.

Comparer sans précaution la composition des revenus des ménages français et américains de plus de 65 ans pourrait tromper. Pour les premiers, les revenus du patrimoine sont intégralement comptés dans les 19% déclarés comme tels, pour les seconds en revanche, il faut ajouter au 13% déclarés une partie des pensions qui sont fondés sur des placements financiers dans des fonds de pension. Il reste une

différence incontestable : les américains travaillent plus longtemps et les revenus d'activité aux âges élevés sont beaucoup plus importants qu'en France (26% contre 10%).

3. Comparaison du patrimoine des ménages français et américains tenant compte des droits à pension

3.1 Les droits à pension liés à la sécurité sociale sont plus élevés en France mais les régimes professionnels et l'épargne retraite individuelle sont plus développés aux États-Unis

Les engagements des régimes de retraite par répartition en France et aux États-Unis ont pour contrepartie une dette implicite des administrations publiques (de l'État pour ses agents et de la sécurité sociale pour les salariés du secteur privé) à l'égard des ménages. Toutefois, comme le soulignent Holzmann *et al.* (2001), la part non financée des engagements de ces régimes par répartition peut difficilement être assimilée à de la dette : en effet, les actifs sont légalement obligés de participer à ces régimes et les prestations de retraites futures sont adossées aux cotisations qu'ils verseront dans le futur. Par ailleurs, les droits à pension peuvent être révisés à l'occasion de toute réforme susceptible d'intervenir après le prélèvement des cotisations qui ont permis de les acquérir et de modifier le cas échéant l'équilibre actuariel du système.

Ces deux approches distinctes, l'approche en système fermé qui mesure l'importance des engagements envers les actuels bénéficiaires d'une part, l'approche en système ouvert qui mesure la soutenabilité du système d'autre part, ont donné lieu à des évaluations qu'il n'est pas toujours facile de rendre homogènes.

Van den Noord et Herd (1993) ont estimé la valeur actualisée des droits acquis à fin 1990 à 113 % du PIB aux États-Unis et à 216 % du PIB en France, soit 153 % du revenu disponible net des ménages américains et 381 % de celui des ménages français. L'estimation effectuée pour la sécurité sociale par l'Insee à l'aide du modèle de micro-simulation Destinie donne 2,5 années de PIB en 2005, avec un taux d'actualisation de 3 %. A partir du modèle PROST de la Banque mondiale, les auteurs ont estimé les droits acquis par les ménages français sur la sécurité sociale à 350% du PIB et ceux des ménages américains à 160%. Dans les deux cas, les fonctionnaires de l'Etat sont exclus.

Même en tenant compte des différences dans les méthodes d'estimation, les engagements implicites liés aux retraites apparaissent presque deux fois plus élevés en France qu'aux États-Unis en termes de PIB ou de revenu disponible net. Les mesures par habitant, exprimées en dollars après prise en compte de la parité des pouvoirs d'achat (PPA), présentent une différence moins marquée : en 1990, la dette

implicite au titre des retraites représentait aux États-Unis environ 35 400 dollars par personne de 16 ans et plus, contre 59 817 en France.

La valeur actualisée des déficits futurs, que propose le système ouvert, est également plus élevée en France qu'aux États-Unis. Cette part non financée des engagements de retraite est susceptible d'être remise en cause, soit par réduction des pensions dues aux ménages, soit par augmentation des cotisations, l'emprunt ne pouvant constituer qu'une solution temporaire. Elle mesure ainsi la non soutenabilité du régime et la réduction maximale que pourraient subir les engagements de retraite. En 2007, la dette implicite *ex ante* sur 75 ans, en système ouvert était beaucoup plus élevée en France (61 % du PIB selon nos estimations), qu'aux États-Unis (31 % du PIB en 2007 et 37% en 2008 selon le département du Trésor américain)^{††}. À l'horizon infini, les engagements nets, pour le système ouvert, s'élevaient à 98 % du PIB pour la sécurité sociale américaine en 2007. En France, le Conseil d'orientation des retraites estimait les engagements à 154% du PIB pour un taux d'actualisation de 1,5%.

Evaluation des droits à retraite des systèmes par répartition

On distingue l'évaluation en système ouvert et l'évaluation en système fermé, avec deux variantes, les droits acquis et le système fermé proprement dit.

L'évaluation en système ouvert, ou « dette implicite ex ante », correspond au montant qu'il faudrait placer aujourd'hui pour couvrir les besoins de financement futurs. Elle est égale à la somme de la valeur actuarielle des besoins de financement diminuée des actifs détenus par le fonds. Elle est calculée en système ouvert, c'est-à-dire en tenant compte des cotisations qui seront versées par les salariés présents et futurs ainsi que des retraites servies aux retraités présents et futurs. L'horizon est celui du système lui-même, c'est-à-dire à priori l'infini. Lorsque l'horizon est borné, le choix de l'échéance correspondante influe lourdement sur l'évaluation. C'est une mesure de la soutenabilité du système.

Les « droits acquis » représentent les droits à retraite accumulés par les actuels retraités et par les actuels cotisants, au prorata des années pour lesquels ils ont déjà cotisé. Les droits s'éteignent au décès du dernier ayant droit présent dans le système à la date de l'évaluation. C'est également le montant qui devrait être payé si le système était soldé à la date de l'évaluation. C'est le mode de calcul retenu par les normes internationales de comptabilité privée.

^{††} Avec un taux d'actualisation de 2,9 % dans l'un et l'autre cas

L'évaluation en système fermé correspond à la valeur actualisée des pensions qui seront versé aux retraités et salariés déjà présent dans le système, diminué de leurs cotisations. Comme pour les droits acquis, la dette s'éteint au décès du dernier ayant droit présent dans le système au moment de l'évaluation. Comme pour la dette implicite ex-ante, la dette est diminuée des cotisation versées par les bénéficiaires. Elle est toutefois beaucoup plus élevée car elle ne prend pas en compte les cotisations des salariés qui ne sont pas encore entrés dans le système.

Les évaluations en système fermé, mesurent la taille du système et non sa soutenabilité.

De ces trois types de mesure très différents, il est en outre possible de déduire les actifs financiers détenus par le système à la date de l'évaluation, lesquels peuvent être cédés pour couvrir les engagements. On obtient ainsi les déficits futurs qui restent à financer, les engagements envers les actuels salariés et retraités qui restent à financer et les engagements nets envers les actuels salariés et retraités qui restent à financer.

Même si on se place à législation constante, ces différentes évaluations sont sensibles à de nombreux paramètres d'estimation. Les droits acquis sont affectés par le taux d'actualisation, l'âge effectif de départ à la retraite et, lorsqu'ils sont évalués par la méthode des unités de crédits projetées en tenant compte du profil de carrière futur des salariés, par l'évolution des salaires réels. L'évaluation de la dette implicite ex ante tient compte non seulement des salariés et retraités actuels mais aussi de ceux qui entreront dans le système à des périodes ultérieures. Elle est en outre dépendante des hypothèses effectuées sur les recrutements futurs et du choix d'un horizon d'actualisation, lequel n'est plus limité par définition à la date probable du décès du cotisant actuel dont la longévité est la plus grande, mais peut être soit infini, soit borné.

3.2 Les difficultés de la comparaison internationale

Les différences structurelles dans le mode de couverture du risque vieillesse créent des disparités dans la mesure du revenu des ménages d'une part^{††}, des droits des ménages sur les régimes de retraites d'autre part. Certaines d'entre elles seulement peuvent être retraitées.

En premier lieu, le revenu disponible des ménages qui bénéficient des plans de pension professionnels par capitalisation incluent les cotisations dues par l'employeur pour assurer leurs retraites futures et la rémunération annuelle des droits à retraite au taux d'actualisation en vigueur. Dans le cas des

^{††} Harvey (2004)

fonctionnaires français, qui bénéficient d'un régime par répartition, les cotisations effectivement versées par l'Etat sont égales aux retraites versées dans l'année.

Afin de rendre comparable le revenu des ménages français et américain, chez qui les fonctionnaires bénéficient d'un régime d'employeur par capitalisation, on a remplacé les cotisations effectives de l'Etat par celles qu'il devrait verser si les régimes étaient gérés par capitalisation. Ce montant étant plus élevé, le retraitement accroît le revenu disponible et l'épargne des ménages français. Pour les besoins de la comparaison, c'est le revenu disponible net ajusté qui sert de référence. En effet, le revenu doit tenir compte de la consommation individualisable de services publics, qui dépend de l'extension du rôle de l'Etat, laquelle est différente dans les deux pays.

Tableaux 2: Corrections statistiques apportées au revenu disponible

		sécurité sociale		plan de pension professionnel	
		E	R	E	R
Compte des ménages					
D121	cotisations sociales effective		39		23
D4	revenus de la propriété				41
D61	cotisations sociales employeur	39		64	
D62	prestations sociales		39		39
P3	Consommation	30		30	
D8	ajustement pour variation des avoirs des ménages sur les fonds de pension				25
B8	Épargne		9		34
Compte financier des ménages		A P		A P	
F2	dépôts	9		9	
F612	avoirs des ménages en fonds de pension			25	
B9	capacité de financement		9		34
Compte de valorisation des ménages		A P		A P	
F2	dépôts				
F612	avoirs des ménages en fonds de pension			-15	
B10.3	variation valeur nette due à la valorisation				
Compte de patrimoine des ménages d'ouverture		A P		A P	
F2	dépôts	100		100	
F612	avoirs des ménages en fonds de pension			1040	
B90	valeur nette				1140
Compte de patrimoine des ménages de cloture		A P		A P	
F2	dépôts	109		109	
F612	avoirs des ménages en fonds de pension			1 050	
B90	valeur nette		109		1159

Par ailleurs, dans un même pays, les instruments d'épargne retraite, y compris le système par répartition obligatoire, donnent lieu à des modes de valorisation très divers. Ces disparités, liées aux différentes sources utilisées, n'ont pu être corrigées.

Ces disparités traversent les régimes par capitalisation eux-mêmes. Les contrats en unité de compte sont comptabilisés comme la valeur des actifs acquis par le fond. Les contrats à cotisation définie sont

enregistrés comme les versements rémunérés au taux du contrat alors que ceux à prestation définis sont la valeur actualisée des droits des bénéficiaires, déterminée par une formule dépendant généralement de la durée de l'assurance et du salaire.

Les droits à pension tirés du système par répartition sont évalués au moyen de modèles complexes décrivant les évolutions des populations des cotisants et des bénéficiaires, les droits des pensionnés. Les principales classes de modèles utilisés sont les modèles générationnels (Ariane, Prost) et les modèles de micro-simulation (Destinie). Ils peuvent prendre en compte de manière plus ou moins fine les caractéristiques nationales des régimes, tenir compte ou non des avantages accessoire ou de la part de redistribution. Le choix du taux de croissance anticipé des salaires réels, et des comportements de cessation d'activité peuvent avoir un effet déterminant sur l'évaluation des droits à retraite.

Le choix du taux d'actualisation revêt une importance particulière, tant pour les régimes par répartition que pour les régimes par capitalisation. Ainsi, les ratios de solvabilité de certains fonds de pension professionnels du secteur public américains seraient artificiellement gonflés par des taux d'actualisation élevés. De même, Blocker, Kotlikoff et Ross (2008) considèrent que le taux sans risque utilisé pour l'évaluation des droits à pension issus de la *Social Security* (2,9% actuellement) est trop élevé au regard de la structure par terme des TIPS (impliquant un chiffre entre 1,5 et 2,0%). A l'opposé, Geanakoplos et Zeldes (2009) montrent qu'il n'y aurait pas de corrélation à court terme entre salaires et prix des actions mais qu'il existerait une relation de long terme entre les deux variables. La formule de calcul utilisée pour calculer les prestations faisant référence aux salaires, le taux d'actualisation utilisé ne devrait alors pas être le taux sans risque. Selon les estimations des auteurs, le passif du système de répartition ne représenterait alors plus que 4/5 environ du montant estimé avec les méthodes habituelles. Néanmoins, s'ils ajustent de la même manière les contributions futures, le déficit en groupe ouvert deviendrait supérieur aux estimations actuarielles actuelles.

Un risque supplémentaire pèse sur tous les systèmes de retraite non fondés, par capitalisation ou répartition, qui peuvent donner lieu à des réformes ou des faillites. Ainsi, la richesse des participants à un fonds de pension à prestations définies est la valeur actualisée des prestations qu'ils doivent recevoir selon les termes du contrat, même si elles ne sont pas fondées. Néanmoins, l'organisme garantissant ces fonds aux Etats-Unis, le PBGC, enregistre un déficit de plus de 35 milliards de dollars et les montants assurés sont soumis à des plafonds.

Enfin, il convient de souligner que les modèles d'évaluation des droits à retraite sont tous fondés sur une évaluation de flux futurs, qui dépendent d'hypothèses de comportement propres à chaque pays et à chaque régime légal. Ces hypothèses sont par exemple le taux d'épargne, l'offre de travail notamment aux âges élevés....Les possibles évolutions de ces paramètres, peuvent être étudiées par les pouvoirs publics dans le cadre du pilotage des régimes par répartition, comme le fait par exemple le *Conseil d'orientation des retraites* (2007). Elles dépassent largement le cadre de cette étude, qui utilise en

général des estimations dont les paramètres sont figés à la date d'évaluation autour d'un scénario central, largement fondé sur le maintien de la législation et des comportements actuels.

3.3 Les ménages français possèdent davantage de biens immobiliers et de droits à la retraite, les ménages américains davantage d'actifs financiers.

On s'attache ici à comparer la structure des patrimoines des ménages français et américains afin de mettre en évidence l'effet du système de retraites sur les comportements d'épargne. On s'attend généralement à ce que les ménages américains détiennent davantage d'actifs financiers en direct que les ménages français, compte tenu notamment de la moindre importance que représente le dispositif public d'assurance vieillesse en vigueur outre Atlantique.

Pour les besoins de la comparaison, on retient comme droits à pension des ménages sur des régimes d'employeurs, la somme des droits des fonctionnaires et des employés du secteur public, des droits sur les fonds de pension privés et des réserves d'assurance vie consacrées à la retraite. Les données se rapportent aux ménages excluant les entrepreneurs et incluant les organisations sans but lucratif. Les actifs des ménages américains n'incluent pas les biens durables afin d'être comparables à ceux des ménages français. Les retraitements indiqués en 2.2 ont été effectués. Il convient de rappeler que des régimes très différents sont ainsi additionnés : aux États-Unis, le régime des fonctionnaires est un régime par capitalisation autonome, tandis qu'en France, il s'agit d'un régime par répartition géré par l'État comme une branche de la sécurité sociale. L'estimation des droits à pension des ménages sur la sécurité sociale effectuée par les auteurs *via* PROST est indiquée en complément.

Tableau 3 : Bilan des ménages (en années de revenu disponible net corrigé)

	France						Etats-Unis					
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Retraite professionnelle des fonctionnaires	0,68	0,66	0,67	0,66	0,69	0,68	0,40	0,41	0,41	0,44	0,43	0,31
Retraite professionnelle du secteur privé	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,17	0,19	0,20	0,19	0,19	0,15
Plans de pension personnels	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,90	0,93	0,97	1,04	1,07	0,70
Total de l'épargne retraite	0,76	0,74	0,76	0,75	0,79	0,77	1,48	1,53	1,58	1,67	1,70	1,17
Actifs immobiliers	2,97	3,41	3,84	4,12	4,22	4,02	2,10	2,27	2,53	2,45	2,20	1,74
Actifs financiers hors épargne retraite	1,92	1,99	2,07	2,18	2,23	2,04	2,74	2,89	3,09	3,18	3,17	2,41
Actif total des ménages	5,66	6,14	6,67	7,05	7,24	6,83	6,32	6,69	7,19	7,29	7,07	5,31
Passif total des ménages	0,40	0,43	0,46	0,50	0,53	0,55	1,17	1,24	1,31	1,35	1,38	1,21
Dont prêts immobiliers	0,30	0,33	0,36	0,40	0,43	0,44	0,82	0,88	0,95	0,99	1,01	0,89
Sécurité sociale (droits acquis - Prost)	4,29	4,36	4,39	4,39	4,41	4,34	2,01	1,98	1,99	1,96	1,96	1,98
Richesse nette y c. droits à pension	8,43	8,89	9,37	9,65	9,78	9,37	7,15	7,43	7,87	7,90	7,66	6,08
Richesse nette hors droits à pension	4,49	4,98	5,45	5,81	5,93	5,51	3,66	3,92	4,30	4,27	4,00	2,93
Revenu disponible net ajusté (en Mds)	1 224	1 279	1 325	1 386	1 455	1 506	9 097	9 638	10 072	10 756	11 288	11 748
Revenu disponible net corrigé (en Mds)	1 267	1 319	1 368	1 431	1 500	1 553						

Les avoirs des ménages sur la sécurité sociale en pourcentage de leur revenu disponible net corrigé, est deux fois plus élevé en France (4,4 année de revenu) qu'aux Etats-Unis (2,0 années) (cf. tableau 3).

Cela étant, la différence entre les droits à pension sur les régimes de retraite hors sécurité sociale des ménages américains et français ne compense pas cette différence : 1,2 année de revenu disponible net corrigé aux États-Unis, contre 0,8 année en France en 2008.

En effet, les fonds de pension des employeurs privés sont facultatifs aux États-Unis et représentent une part encore faible (moins de 9%) des revenus de retraite des personnes âgées de plus de 65 ans et de l'épargne retraite des ménages (0,8 année de revenu, selon nos estimations). Par ailleurs, la valeur actuelle des engagements des régimes de retraite des fonctionnaires est proportionnellement plus importante en France (0,7 année de revenu disponible de l'ensemble des ménages en 2008, contre 0,3 année aux États-Unis). Il est également possible que les ménages américains aient effectué une évaluation erronée de leurs besoins de retraite, ou encore effectuent des investissements inadaptés.

Evaluation des droits à pension des ménages sur la sécurité sociale *via* PROST

Ce modèle générationnel développé par la Banque mondiale (voir Holzmann *et al.* (2001)), permet de calculer les droits acquis.

Les droits acquis sont la somme des droits acquis (1) par les actuels retraités, (2) par les salariés actuels.

- (1) = somme pour chaque année t du (nombre de nouveaux retraités par âge, genre, classe de revenu pour l'année $t \times$ la valeur actuelle des flux des prestations futures, par âge, genre, classe de revenu, conditionnée par la probabilité d'être en vie et revalorisés)
- (2) = (1) \times la proportion de carrière effectuée à l'année t

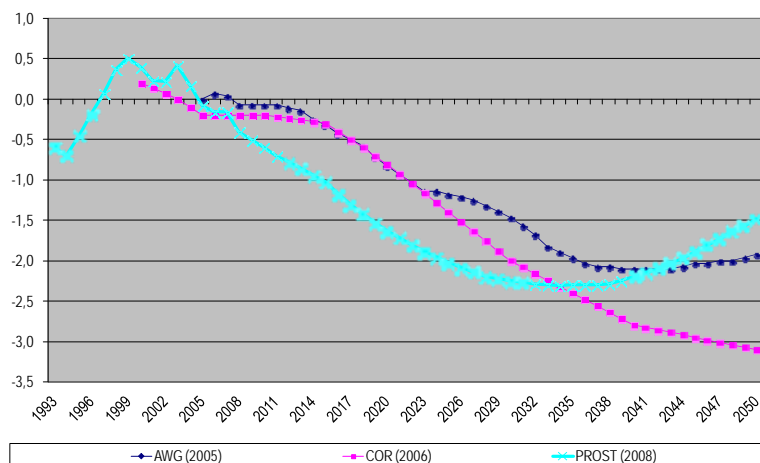
Le modèle a été appliqué aux cotisants et aux bénéficiaires de la sécurité sociale, et ne tient pas compte des fonctionnaires de l'Etat. L'information introduite porte sur :

- La population, le nombre de cotisants et de bénéficiaires par cohortes annuelles
- les revenus des salariés et des retraités par décile de revenu et par âge
- des taux de cotisation sur et sous plafond avec une règle d'indexation du plafond, un nombre d'année de cotisation par cohorte
- Les paramètres du système de retraite qui sont l'âge légal de la retraite, une formule fondée sur le taux de remplacement maximum et le nombre d'années nécessaires pour l'acquérir, des règles d'indexation des pensions sur l'inflation ou les salaires. Il peut être tenu compte d'une décote pour retraite anticipée, des réversions et des invalides.
- Sur des variables macroéconomiques anticipées : taux de croissance du PIB, du salaire réel, taux d'inflation, taux d'actualisation

Plus spécifiquement pour la France, ont été utilisées :

- Les projections de population publiées par l'INSEE
- Les cotisants sont assimilés à la population active diminuée des fonctionnaires
- La formule de calcul des cotisations combine celles du régime général et de l'agirc-arrco et l'applique sans distinction à la population des régimes spéciaux, ce qui conduit en 2003 à déclarer des taux de cotisation combinés de 2,2% sous plafond et 21,7% en % du total du salaire.
- L'âge légal de départ à la retraite a été fixé à 60 ans jusqu'en 2015 et 65 ans après
- Les calculs ont été initialisés en 1993, afin de prendre en compte l'impact des réformes, via l'évolution de la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux de remplacement théorique maximum de 100% (de 37,5 années en 1993 à 41,75 années en 2020). Il en résulte un taux de remplacement incrémental annuel de 2,7 en 1993 à 2,4 en 2020. Une variante a également été testée avec un taux de remplacement théorique maximum de 112% à partir de 2003 pour tenir compte de la surcote et donc d'une durée de cotisation de 45 ans en 2008 allant jusqu'à 46,75 ans en 2020 mais elle n'a pas été retenue. Les droits acquis et les déficits sont en tout état de cause peu différents.
- Les taux d'inflation, taux de croissances du PIB et des salaires réels sont ceux qui ont été observés jusqu'en 2008 (2006 pour les salaires réels), alignés sur les hypothèses du Ageing working group (European Commission 2005) ensuite
- Le taux d'actualisation est fixé à 2%
- Les résultats ont été comparés aux données disponibles : droits acquis du Modèle Destinie en 2005, déficit du régime publié par le Conseil d'orientation des retraites (2007) et le AWG (European Commission 2005).

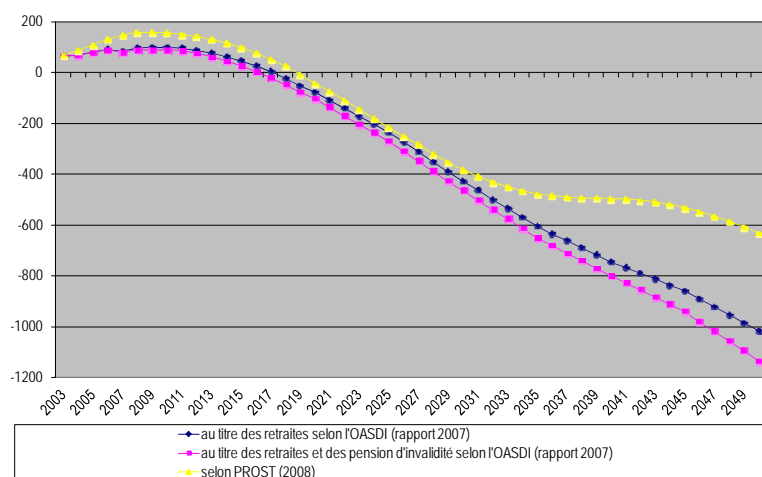
Résultats du modèle PROST pour la France : déficits futurs en % du PIB



Pour les Etats-Unis:

- Les données relatives à la population proviennent du Census Bureau et celles relatives aux revenus du Bureau of Labor et celle relatives à la sécurité social du « Trustees report » de l'OASDI (Old-Age, Survivors, and Disability Insurance)
- Le taux de cotisation sous plafond a été fixé à 6,2% et le taux déplafonné à 6,2%.
- Le taux de remplacement maximum a été fixé à 64% et est acquis après 45 ans de cotisations, ce qui suppose un taux de remplacement incrémental annuel de 1,43%
- L'âge minimum pour percevoir une retraite augment de 65 ans en 2002, à 66 ans en 2006 et 67 ans en 2027
- Le taux d'actualisation est fixé à 2%
- Les résultats ont été comparés aux données publiées par l'OASDI (engagements en système fermé, naturellement inférieur aux droits acquis et estimation des déficits futurs). L'étalonnage des déficits futurs devient de moins bonne qualité à partir de 2032.

Résultats du modèle PROST pour les Etats Unis : déficits futurs en \$Mds



Si on ajoute les actifs financiers non directement destinés au financement de la retraite (2,4 années de leur revenu disponible net corrigé aux Etats-Unis contre 2,0 années en France) on ne parvient pas à compenser l'écart créée par la sécurité sociale.

Par ailleurs, les ménages français possèdent beaucoup plus d'actifs immobiliers en proportion de leur revenu disponible net corrigé que leurs homologues américains, tout en étant nettement moins endettés : en 2008, les actifs immobiliers représentaient 4,0 années du revenu disponible net corrigé pour les premiers et 1,7 années pour les seconds. Les prêts immobiliers représentaient respectivement 0,4 année et 0,9 année de revenu disponible net corrigé.

Au total, la richesse nette des ménages français, exprimée en années de revenu disponible net corrigé, est supérieure à celle des ménages américains. Cet écart tient aux actifs immobiliers en premier lieu, à la sécurité sociale en second lieu.

Toutefois, l'écart entre le patrimoine immobilier brut des ménages américains et celui des ménages français apparaît moins important lorsqu'il est calculé sous forme de montant par habitant de plus de 16 ans et non en proportion du revenu (cf. tableau 4). Fin 2008, les actifs immobiliers des ménages américains représentaient approximativement 87 000 dollars par personne de 16 ans et plus, contre 152 000 dollars par personne de 16 ans et plus dans le cas de la France (sur la base des taux de change PPA calculés par le FMI). Il en est de même pour la sécurité sociale.

Tableau 4 : Bilan des ménages (par habitant de 16 ans et plus, en milliers de dollars PPA)

	France						Etats-Unis					
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Retraite professionnelle des fonctionnaires	21	21	22	23	26	26	15	16	17	19	19	16
Retraite professionnelle du secteur privé	0	0	0	1	1	1	7	8	8	8	9	8
Plans de pension personnels	2	2	2	3	3	3	34	37	40	45	48	35
Total de l'épargne retraite	24	24	25	26	29	29	56	61	65	72	76	59
Actifs immobiliers	92	110	129	145	156	152	80	91	104	106	99	87
Actifs financiers hors épargne retraite	60	64	70	77	82	77	104	115	127	138	142	121
Actif total des ménages	176	198	224	249	267	258	239	266	295	316	317	267
Passif total des ménages	12	14	16	18	19	21	45	49	54	59	62	61
Dont prêts immobiliers	9	11	12	14	16	17	31	35	39	43	45	45
Sécurité sociale (droits acquis - Prost)	99	102	106	109	113	117	76	79	82	85	88	100
Richesse nette y c. droits à pension	262	287	315	341	360	355	271	296	323	342	344	306
Richesse nette hors droits à pension	140	161	183	205	218	209	139	156	177	185	179	147

Ainsi le revenu par habitant de plus de 16 ans est supérieur aux Etats-Unis pendant que le patrimoine par habitant est supérieur en France. Ce constat est cohérent avec les taux d'épargne, fort en France et faible aux Etats-Unis.

3.4 Les ménages américains détiennent une part plus élevée d'actifs risqués

Les actifs risqués sont définis ici comme ceux dont le prix peut varier dans de fortes proportions en raison des fluctuations des marchés d'actifs. On regroupe dans un premier cercle les actifs financiers risqués (actions et autres titres de participation, contrats d'assurance vie en unités de compte et régimes de retraite à cotisations définies).

Tableau 5 : Part des actifs risqués dans le patrimoine des ménages

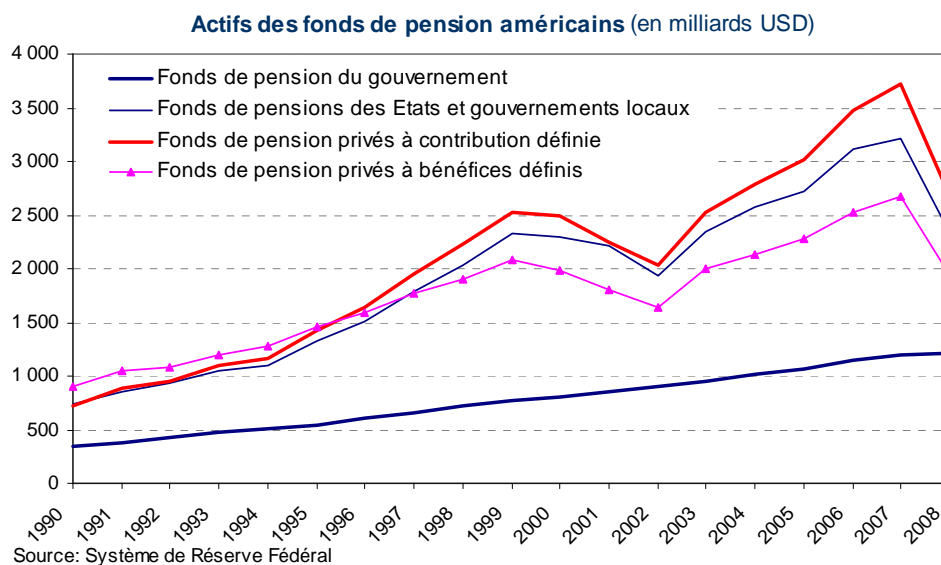
<i>en milliards de monnaie nationale, sauf mention contraire</i>	France		Etats-Unis	
	2007	2008	2007	2008
actifs financiers risqués	1 321	1 000	37 630	28 564
actifs financier (y.c. retraites professionnelles)	4 383	4 218	50 703	41 957
<i>en %</i>	30	24	74	68
actifs financiers risqués et immobilier	7 654	7 242	60 510	48 962
total actif (y.c. retraites professionnelles)	10 930	10 606	73 583	62 355
<i>en %</i>	70	68	82	79
actifs financiers risqués et déficit actualisé de la sécurité sociale	2 462	2 143	51 230	43 664
actifs financier (y.c. retraite professionnelles) et sécurité sociale	11 160	11 161	65 903	58 257
<i>en %</i>	22	19	78	75

Quel que soit le périmètre retenu, les investissements des ménages américains comportent une part beaucoup plus grande d'actifs risqués. Si l'on définit les actifs financiers risqués comme les actions et autres titres de participation (y. c. SICAV), les contrats d'assurance vie en unités de compte et les régimes de retraite professionnels à cotisation définie, près des trois-quarts (68%) des actifs financiers des ménages américains peuvent être considérés comme risqués à fin 2008 contre 24% pour les ménages français. L'écart se réduit si on considère l'immobilier comme un actif risqué, au sens où son prix est sujet aux fluctuations de marché. La part des actifs risqué ainsi définie est de 79% pour les ménages américains et 68% pour les ménages français..

Toutefois, ces données agrégées recouvrent probablement une grande variété de comportements d'investissement des ménages : la plus forte exposition au risque des actifs financiers des ménages américains peut provenir d'un accès plus important de ceux-ci aux marchés financiers sans que le portefeuille de chaque ménage américain ne soit individuellement plus risqué.

Dans les faits, on peut observer que le risque s'est largement matérialisé au cours des deux dernières années. Les ménages américains ont subi des dépréciations sur six trimestres consécutifs à compter du troisième trimestre 2007. **À fin 2008, les moins-values liées aux évolutions de marché représentaient 19 % de l'encours de leurs actifs** à la fin du deuxième trimestre de 2007. Des effets de valorisation négatifs ont notamment été enregistrés sur l'immobilier **depuis le premier trimestre de 2007. Ils représentent 18 % de la valeur des actifs immobiliers des ménages américains et 30% du total de leurs moins-values.** Les actions des entreprises, les titres d'OPCVM, les réserves d'assurance-vie et de fonds de pension ont également subi des dépréciations depuis fin 2007. En outre, les moins-values latentes liées aux évolutions de marché ont été proportionnellement plus importantes pour l'épargne-retraite, celle-ci étant essentiellement investie en actions. Les fonds de pension et assurance-vie ont perdu 29 % de leur valeur depuis le quatrième trimestre de 2007 (graphique 2), soit proportionnellement plus que l'ensemble des actifs financiers des ménages.

Graphique 2



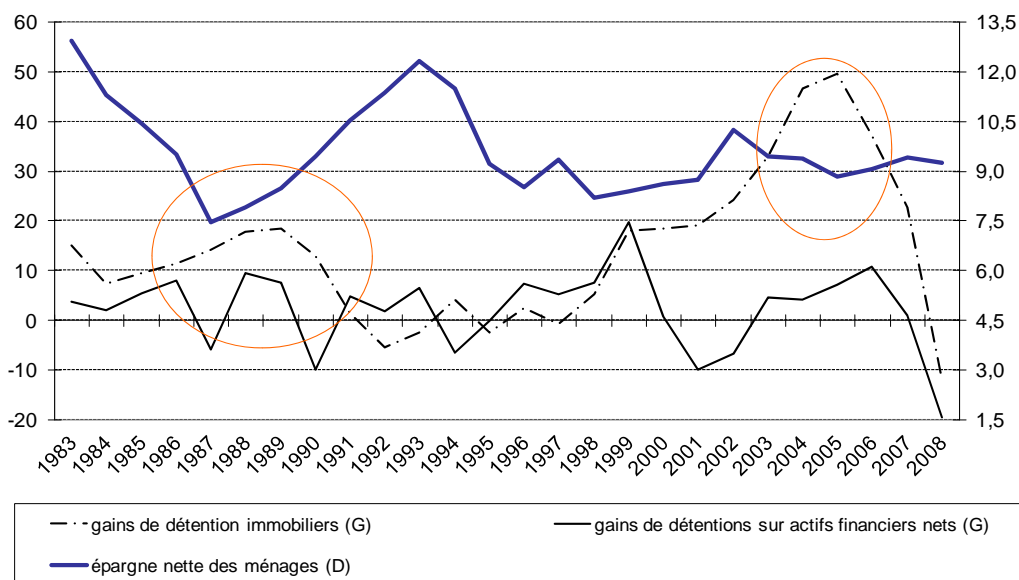
La crise a aussi eu un impact sur les systèmes de retraite par répartition : l'estimation de déficit actuariel sur 75 ans du programme OASDI a été révisée de 1,7% à 2,0% des cotisations sociales en lien avec les baisses de revenus liés à la récession.

En France, le taux de croissance annuel des prix de l'immobilier, mesuré par l'indice Notaires/Insee des prix des logements anciens - France métropolitaine, a nettement fléchi, tombant de 16 % à fin 2004 à - 3,0 % à fin 2008. Les ménages ont également enregistré des moins-values sur leurs actions, directement ou via leur détention de titres d'OPCVM et de contrats d'assurance-vie en unités de compte. Globalement, les pertes de 2008 ont représenté 2,6 % des actifs financiers et immobiliers à fin 2007, pourcentage très inférieur à celui observé aux États-Unis en raison de la structure beaucoup moins risquée des actifs financiers des ménages français et de la moindre baisse du marché de l'immobilier.

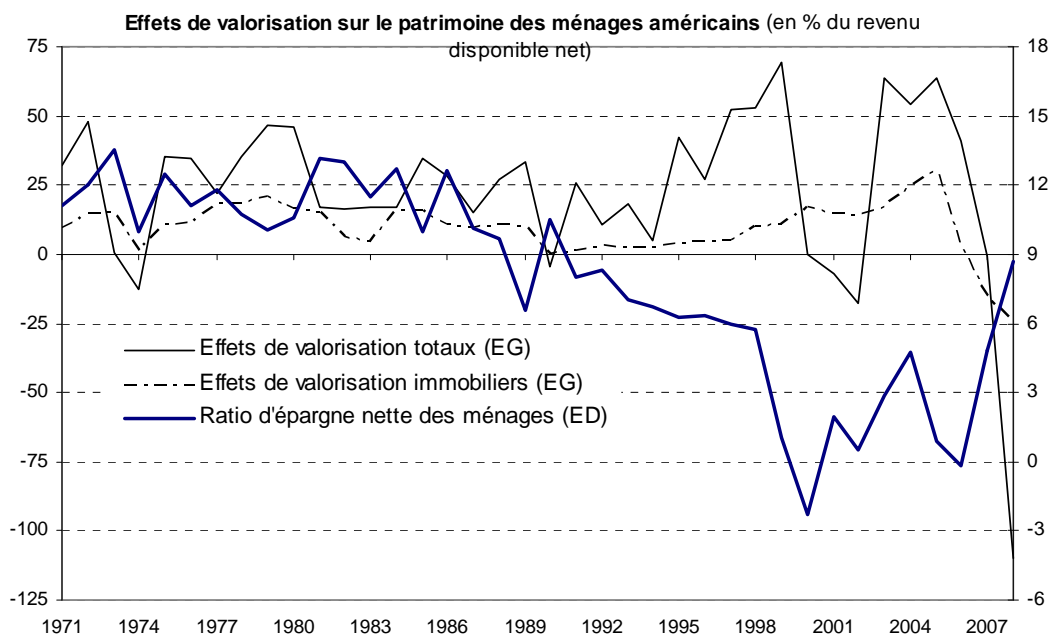
S'agissant des droits à pension au titre de la sécurité sociale, régime à prestations définies, ils ne devraient théoriquement pas comporter ce type de risque. Toutefois, on peut soutenir que les ménages sont exposés au risque de déficit de financement futur de ce régime car, si le système n'est pas soutenable à terme, la contrainte budgétaire intertemporelle du dispositif leur imposera de verser des cotisations plus élevées ou de percevoir des retraites plus faibles. Lorsqu'on y inclut la valeur actualisée nette du déficit de financement du régime de sécurité sociale, les actifs risqués des ménages français ne représentent plus que 19 % de la somme des actifs financiers et des droits à pension y compris sur la sécurité sociale. Le risque sur cet actif apparaît donc proportionnellement moindre que sur les autres actifs financiers. Cette remarque doit toutefois être relativisée du fait de l'absence de retour à la moyenne sur les produits sujets au risque de taux (Garnier et Thesmar 2009)

Quelles sont les conséquences sur les comportements d'épargne de ces différences d'exposition aux fluctuations des marchés ? Aux États-Unis, la plus grande partie des droits à pension relève des régimes de retraite par capitalisation et leur valorisation est explicite. On observe que l'accumulation de plus-values sur les actifs immobiliers et financiers sur la période 1975-2000 s'accompagne d'une baisse assez régulière du taux d'épargne des ménages. À l'inverse, l'apparition de moins-values au début et à la fin des années 2000 correspond à des phases de remontée du taux d'épargne (graphique 3b). En France, on constate une hausse du taux d'épargne des ménages dans les phases de forte réduction des plus values immobilières (graphique 3a) sans pouvoir identifier de relation à plus long terme.

Graphiques 3 a et b: Effets de valorisation sur les actifs des ménages en France et aux Etats-Unis en % du revenu disponible net ajusté et corrigé pour la France



Source: Comptes nationaux financiers



Source: Système fédéral de réserve

4 Les effets des systèmes de retraite sur l'épargne des ménages

4.1 Selon la théorie économique, l'existence de la sécurité sociale a des effets équivoques sur l'épargne privée

La question de l'influence de la sécurité sociale sur l'épargne des ménages, initialement posée par Feldstein (1974), a été largement débattue depuis lors. Elle se pose de manière intéressante dans le cadre de la comparaison des comportements d'épargne entre ménages français et américains. La problématique n'est cependant plus le lien entre système de retraite par répartition et déficit d'épargne nationale, comme dans l'approche de Feldstein (1974), mais les apports éventuels de ce lien à la compréhension du comportement d'épargne des ménages, dont certains aspects demeurent encore difficiles à expliquer.

Dans le cadre d'un cycle de vie, les travailleurs qui cotisent à un régime de sécurité sociale sont *a priori* moins incités à épargner pendant leur vie active puisqu'ils peuvent compter sur les revenus de sécurité sociale qu'ils prévoient de percevoir durant leur retraite. Par conséquent, un régime de retraite par répartition exercerait une incidence négative sur l'épargne des ménages. Toutefois, Feldstein relève que l'existence d'un système de sécurité sociale peut aussi inciter les travailleurs à partir plus tôt à la retraite. Cette réduction de l'offre de travail après l'âge de la retraite à taux plein et l'allongement de la période de retraite qui en découle nécessiteraient alors une plus forte épargne privée. De fait, la question du travail des personnes âgées a une grande importance aux États-Unis où les revenus du travail ont représenté en 2008 environ 26 % du revenu des personnes de plus de 65 ans (graphique 1). Quand Feldstein a écrit cet article, les travailleurs de plus de 62 ans disposant de revenus supérieurs à

un certain plafond ne recevaient pas de prestations de retraite, en vertu du système des conditions de ressources financières des bénéficiaires (*social security earnings test*). Ce système a été abrogé en 2000 pour les personnes ayant dépassé l'âge de la retraite à taux plein, réduisant l'incitation à ne plus travailler après 65 ans. Toutefois, il reste en vigueur pour les personnes dont l'âge se situe entre celui de la retraite anticipée (62 ans) et celui de la retraite à taux plein. Gustman et Steinmeier (2004) estiment qu'il réduit de quelque 10% le nombre des hommes mariés de cette tranche d'âge qui travaillent à temps plein. Par ailleurs, l'âge à partir duquel il est possible de recevoir une retraite à taux plein a un impact sur l'âge moyen de départ à la retraite, agissant comme une option par défaut. Ainsi, on observe que lorsque l'âge d'éligibilité à taux plein est retardé, la durée de travail est allongée. Or le système est actuariellement équitable entre 62 et 70 ans, les départs devraient donc se répartir de manière proportionnelle sur cette période. Plus généralement, les cotisations au système de retraite peuvent fausser les choix en matière d'offre de travail, en particulier si le système n'est pas équitable en termes actuariels. D'autres mécanismes peuvent engendrer une corrélation positive entre la richesse implicite liée aux retraites et l'épargne privée. Selon Cagan (1965), le taux d'épargne des bénéficiaires de retraites est plus élevé en raison d'un effet de prise en compte de la nécessité d'épargner en prévision de la vieillesse.

Feldstein (1974) a mis en évidence une propension marginale à consommer la richesse liée à la sécurité sociale, proche de 0,021, qui réduit de façon significative l'épargne des ménages (de près de moitié). Toutefois, ce résultat a été remis en question par la suite dans la littérature théorique et empirique. Pour Barro (1978), la sécurité sociale n'a aucun effet sur l'épargne privée, l'équivalence ricardienne impliquant qu'elle génère des transferts intergénérationnels équivalents (l'héritage est augmenté mais les flux de consommation et d'épargne ne seraient pas impactés par le système de retraite par répartition). Les estimations de Leimer et Lesnoy (1982) suggèrent que la sécurité sociale pourrait favoriser l'épargne privée mais ne permettent pas de tirer des conclusions définitives en raison de l'incertitude pesant sur la manière dont les individus perçoivent la richesse liée à la sécurité sociale.

Cette question a récemment suscité un regain d'intérêt, dans le cadre du débat sur la réforme des systèmes de retraite. Selon Attanasio et Brugiavini (2003), qui se sont appuyés sur des données microéconomiques collectées à l'occasion de la réforme des retraites en Italie en 1992, la sécurité sociale constitue un substitut presque parfait à l'épargne privée pour les individus d'âge moyen. Blake (2004) constate qu'au Royaume-Uni, les retraites par répartition exercent un effet de substitution important avec l'épargne des ménages mais n'ont pas d'incidence sur les décisions de départs en retraite. Selon Aydede (2007), la richesse liée à la sécurité sociale aurait des effets positifs sur la consommation agrégée en Turquie, et donc négatifs sur l'épargne. Toutefois, on ne semble pas disposer pour les États-Unis d'estimations récentes intégrant des changements intervenus dans le cadre

législatif. Il aurait été instructif de réaliser des estimations pour la France, ce qui a cependant été rendu impossible par l'absence de données longues.

4.2 Nouvelles estimations de l'influence de la sécurité sociale sur l'épargne des ménages

4.2.1 Le modèle

Comme l'ont expliqué Leimer et Lesnoy, la manière dont les ménages perçoivent la richesse liée à la sécurité sociale et l'évaluent revêt une importance essentielle dans un modèle de cycle de vie. La variable utilisée par Feldstein pour mesurer cette richesse est construite comme une fonction du niveau moyen des prestations, du niveau moyen des prélèvements et d'un taux d'actualisation, le ratio de prestations par rapport au revenu disponible étant constant. Toutefois, en régime d'anticipations rationnelles, on peut considérer que les ménages ajustent leurs anticipations en fonction des modifications de la législation. Au-delà des réformes de 1950 et 1972, d'autres amendements ont introduit des changements qui ont affecté les prestations attendues, notamment en 1977, 1983 et 2000. Par conséquent, il semble intéressant d'étendre l'analyse à la période récente en introduisant une variable reflétant les modifications des anticipations. Pour représenter la richesse des ménages liée à la sécurité sociale, nous avons retenu les engagements des régimes de retraite par répartition évalués selon la méthode du système fermé à l'horizon infini, publiés dans le rapport annuel des administrateurs du fonds *Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance* (OASDI). En effet, il s'agit d'une évaluation actuarielle publique dont on peut supposer qu'elle contribue à la formation des anticipations et donc à la prise de décisions d'épargne et d'investissement. Certaines évolutions de cette variable sont dues à des modifications de la législation ou de la méthodologie utilisée, mais celles-ci peuvent également influencer sur les anticipations.

Nous avons utilisé comme cadre d'analyse le modèle de cycle de vie de Modigliani et Brumberg (1979), dans lequel l'individu cherche à maximiser, sous contrainte budgétaire, l'utilité de sa consommation sur toute la durée de sa vie, en lissant son profil de consommation et en ayant recours aux marchés de capitaux. Ce modèle ne tient pas compte du motif de transmission d'un héritage, qui est impossible à tester directement sur une série chronologique agrégée. Nous avons utilisé pour nos estimations la spécification à correction d'erreur généralement retenue par la littérature (voir notamment Sousa (2008), Mehra (2001), Lettau et Ludvigson (2004)). Les résultats des tests de racine unitaire et de cointégration sont reportés en annexe. La relation a été estimée selon la technique des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) développée par Stock et Watson (1993) afin de tenir compte de l'endogénéité des régresseurs^{§§} et nous avons appliqué la méthode de Newey-West pour tenir compte de l'hétéroscédasticité:

^{§§} Inclusion de huit termes retardés et huit termes avancés pour chaque variable

$$cons_t = \alpha_0 + \alpha_1 dli_t + \alpha_2 nw_t + \sum_{i=-k}^k \alpha_{0i} \Delta dli_i + \sum_{i=-k}^k \alpha_{1i} \Delta nw_i + \varepsilon_t$$

où *cons* représente la consommation des ménages (hors consommation de biens durables), *dli* le revenu disponible net du travail, *nw* la richesse nette des ménages (constituée par le patrimoine financier net, le patrimoine immobilier net et le stock de biens durables). Toutes les variables sont exprimées en dollars de 2005 par tête et en logarithme. Le choix des variables de consommation et de revenu repose sur la théorie : le revenu disponible du travail représente la richesse humaine, le revenu du capital étant lié à la variable de patrimoine. Par ailleurs, les dépenses de biens durables ne constituent pas un flux de consommation mais le remplacement ou l'accroissement d'un stock de richesse. Nous avons ensuite ajouté la variable explicative *ssw*, ou richesse liée à la sécurité sociale, celle-ci étant représentée par les engagements évalués selon la méthode du système fermé (cf. supra) et collectée auprès de la sécurité sociale depuis 1979 et tirés de Leimer et Lesnoy pour les années précédentes (voir graphique 4 en annexe).

4.2.2. Résultats empiriques pour les Etats-Unis (voir annexe)

L'estimation en données trimestrielles sur la période 1950-2006 de l'équation sans richesse liée à la sécurité sociale dans un premier temps fournit des coefficients cohérents avec la littérature et la théorie : l'élasticité de la consommation aux revenus disponibles du travail est de l'ordre de 72% et celle à la richesse nette de 21%. Il est normal que la somme des coefficients soit inférieure à 1, puisque la consommation de biens non-durables et de services est utilisée comme proxy de la consommation totale. L'ajout de la variable de richesse liée à la sécurité sociale tend à augmenter l'élasticité de la consommation au revenu du travail et à diminuer celle à la richesse. Par ailleurs, le coefficient de la richesse liée à la sécurité sociale est négatif et significatif (de l'ordre de -6%). Ces résultats signifieraient que l'introduction d'un système par répartition conduit d'une part à consommer une part plus importante de son revenu disponible (et donc plus faible de sa richesse patrimoniale) et d'autre part que la richesse liée à la sécurité sociale induirait une épargne supplémentaire. Ce comportement pourrait résulter d'un effet ricardien, la richesse liée à la sécurité sociale ayant pour contrepartie une hausse de l'endettement public. Ceci irait dans le sens de la comparaison entre les systèmes français et américain.

Néanmoins, Leimer et Lesnoy (1982) ont souligné que l'élasticité négative de la richesse liée à la sécurité sociale n'était pas un résultat robuste en raison du caractère imparfait de la variable et des limites liées à une analyse agrégée. Toutefois, celui-ci semble indiquer que cette épargne implicite n'est que faiblement substituable à la richesse nette des ménages et ne générerait pas d'effets de richesse. Au delà des explications précitées sur la possibilité d'une influence positive de la sécurité sociale sur l'épargne privée (effet de reconnaissance, incidence sur l'offre de travail), le rôle des

contraintes de liquidité peut expliquer que la richesse liée à la sécurité sociale ne soit que très faiblement substituable à la richesse nette des ménages, puisqu'elle ne peut être utilisée comme garantie pour un emprunt. La question de la perception par les ménages de leur richesse au titre de la sécurité sociale est également centrale. Celle-ci peut être considérée comme plus ou moins risquée que la richesse traditionnelle. À cet égard, des données microéconomiques permettraient de mieux comprendre le lien entre épargne implicite générée par la sécurité sociale et épargne des ménages. L'idée selon laquelle cette richesse n'est que faiblement substituable à la richesse privée est étayée par la comparaison effectuée plus haut entre les bilans des ménages français et américains.

5 Conclusion

Il est important de prendre en compte la valeur des engagements implicites liés aux retraites par répartition pour procéder à des comparaisons internationales du comportement d'épargne des ménages. Toutefois, ces comparaisons doivent être effectuées avec prudence. Les droits à pension sont des actifs spécifiques : leur valeur est très sensible aux paramètres d'estimation, ils ne sont ni transférables entre agents comme des dépôts ou même des contrats d'assurance, ni négociables comme des titres ; enfin, ils comportent des risques très particuliers. En outre, les ménages ne les perçoivent pas nécessairement de la même manière que les actifs financiers : bien que les régimes de retraite par répartition et les réserves des fonds de pension répondent clairement au même besoin (bénéficiaire de flux de paiements après la retraite), ils ne suscitent pas les mêmes stratégies d'épargne. Les actifs financiers et l'immobilier résidentiel peuvent être transmis aux héritiers tandis que le transfert de la pension est, au mieux, limité au conjoint. Les actifs financiers et immobiliers, éventuellement financés par voie d'emprunt, peuvent servir à garantir des financements, ce qui n'est pas le cas de la richesse implicite liée aux retraites. L'analyse des effets de richesse qui précède tend à montrer que si les ménages français peuvent considérer les droits à pension de sécurité sociale comme une composante de leur richesse, celle-ci paraît néanmoins faiblement substituable au patrimoine financier et immobilier. Ce point demande toutefois à être confirmé et justifierait sans doute de plus amples investigations empiriques, notamment au travers d'enquêtes directes sur le comportement des ménages en matière d'épargne et de constitution de patrimoine.

Par ailleurs, l'intégration de l'ensemble des actifs liés à la retraite, y compris les droits issus du système par capitalisation, dans la comparaison des patrimoines des ménages ne permet pas d'expliquer l'importance du patrimoine des ménages français par rapport à celui des américains en dépit d'un système social plus généreux. Une durée moyenne de la retraite plus longue, des effets ricardiens liés aux systèmes par répartition non fondés, une valorisation différente des actifs immobiliers ou une différence structurelle dans leur valeur (motivée par une différence dans les densités par exemple), ou encore un fonctionnement différent des systèmes financiers des deux pays, peuvent constituer des pistes d'explication.

Bibliographie

- Orazio Attanasio et Agar Brugiavini, *Social security and households' saving*, The Quarterly Journal of Economics, août 2003
- Yigit Aydede, *Saving and Social Security Wealth: A case of Turkey*, Middle East Economic Association Annual Meeting, 4-7 janvier 2007
- Robert Barro, *The impact of Social Security on Private Saving: Evidence from the US Time Series*, American Enterprise Institute, 1978
- Hélène Baudchon et Valérie Chauvin, *Les cigales épargnent-elles ? Une comparaison des taux d'épargne français et américains*, Revue de l'OFCE, n° 68, 1999
- David Blake, *The Impact of Wealth on Consumption and Retirement Behaviour in the UK*, Applied Financial Economics, vol. 14, issue 8, 2004
- Didier Blanchet, Jean-François Ouvrard, *Les engagements implicites des systèmes de retraite*, in L'économie française – comptes et dossiers – Edition 2006-2007, Insee, collection référence, juillet 2006
- Alexander Blocker, Laurence Kotlikoff et Stephen Ross (2008), *The true cost of Social Security*, NBER WP14427, Octobre
- Philip Cagan, *The effect of Pension Plans on Aggregate Saving: Evidence from a sample survey*, NBER books 65-2, 1965
- Conseil d'orientation des retraites, "*Retraites: questions et orientations pour 2008*" Quatrième rapport adopté en janvier 2007
- European Commission, *The 2005 projections of age related expenditures (2004-50) for the EU-25 member states : underlying assumptions and projection methodologies*, Special report n°4/2005
- Martin Feldstein, *Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation*, Journal of Political Economy, vol. 82, 2004
- Olivier Garnier et David Thesmar, *Épargner à long terme et maîtriser les risques financiers*, Rapport au Conseil d'analyse économique, La documentation française 2009
- John Geanakoplos et Stephen Zeldes, *Market valuation of accrued Social Security Benefits*, NBER WP15170, juillet 2009
- Christian Gollier, "*Optimal portfolio management for individual pension plans*", CESifo working paper n°1394, February 2005
- Alan Gustman et Thomas Steinmeier, *The Social Security Retirement Earnings Test, Retirement and Benefit Claiming*, NBER WP10905, novembre 2004
- Ross Harvey, *Comparaison des taux d'épargne des ménages : zone euro/États-Unis/Japon* », Cahiers statistiques de l'OCDE, n° 8, avril 2005
- Robert Holzmann, Robert Palacios et Asta Zvinienė, *Implicit pension debt: Issues, measurement and scope in international perspective*, Banque mondiale, Pension Reform Primer collection, août 2001

- Dean Leimer et Selig Lesnoy, *Social Security and Private Saving: New Time Series Evidence*, Journal of Political Economy, vol. 90 n°3, 1982
- Martin Lettau et Sydney Ludvigson, *Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption*, American Economic Review, Vol.94 n°1, mars 2004
- Yash Mehra, *The wealth effect in empirical life-cycle aggregate consumption equations*, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 87/2, Spring 2001
- Franco Modigliani et Richard Brumberg, *Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions : An Attempt at Integration*, in K. Kurihara *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 1954
- Thierry Pellé, *Évaluation des engagements de retraite des fonctionnaires de l'État en France*, 11^{ème} colloque de l'Association de comptabilité nationale, janvier 2006
- Jeremy Rudd et Karl Whelan, *A Note on the Cointegration of Consumption, Income, and Wealth*, Federal Reserve Board of Governors, WP2002-53, 2002
- Ricardo M. Sousa, *Financial Wealth, Housing Wealth, and Consumption*, International Research Journal of Finance and Economics, Issue 19, 2008
- James Stock et Mark Watson, *A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems*, Econometrica 61(4), pp. 783-820, 1993
- Paul Van den Noord, Richard Herd, *Pension liabilities in seven major economies*, Documents de travail de l'OCDE n°142, 1993

Annexe : Estimation du modèle et résultats économétriques

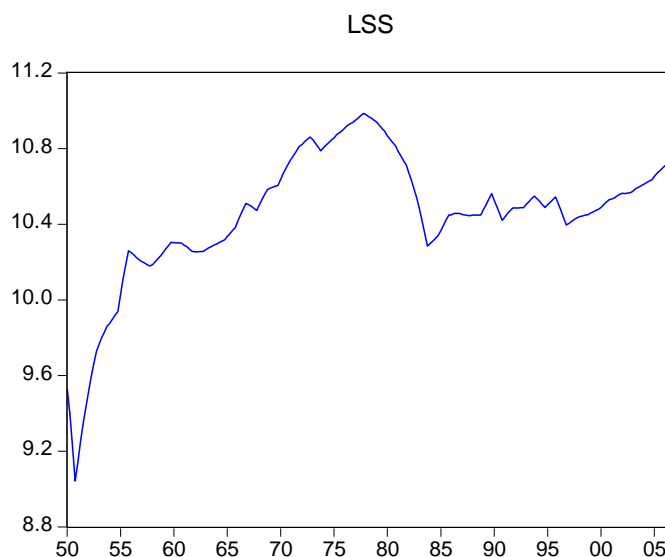
Toutes les variables sont exprimées en logarithme, en dollars de 2005 et par habitant.

Nous avons d'abord testé la présence d'une tendance linéaire des variables considérées et avons constaté que seuls la consommation réelle, le revenu disponible réel et le revenu disponible réel du travail par habitant comportaient une tendance linéaire. Nous avons procédé à des tests de racine unitaire à l'aide du test de Dickey-Fuller augmenté. Le nombre de retards a été retenu selon le critère AIC. L'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée pour aucune des séries (cf. tableau 6). Toutefois, elle peut être rejetée au seuil de 5% pour la différence première de ces variables, ce qui implique qu'elles sont intégrées d'ordre un, comme le suggèrent Lettau et Ludvigson (2004) pour la consommation, le revenu et le patrimoine.

Tableau 6 – Tests de racine unitaire (1950-2006)

	cons	dli	nw	ssw	Δ cons	Δ dli	Δ nw	Δ ssw
t-test	6,62	-1,93	5,27	0,81	-8,10	-15,74	-13,99	-7,72
p-value	1,00	0,32	1,00	0,89	0,00	0,00	0,00	0,00

Graphique 4 : Richesse des ménages américains liée à la sécurité sociale (variable en dollars de 2005, en logarithme, par tête)



Le tableau 7 présente les résultats des tests basés sur les résidus de cointégration entre ces séries I(1), qui rejettent l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans les résidus des relations de long terme. Par conséquent, ces variables sont cointégrées.

Tableau 7 – Tests de cointégration (1950-2006)

	t-statistique	proba
cons, dli, nw	-2,97	0,00
cons, dli, nw, ssw	-3,32	0,00

Tout d’abord, nous avons estimé une équation de consommation de long terme correspondant au modèle de Lettau et Ludvigson (2004) décrit précédemment. Nous avons régressé la consommation réelle (hors biens durables) sur le revenu disponible réel du travail et la richesse nette réelle. Nos estimations des élasticités-revenu sont proches de celles rencontrées dans la littérature empirique: 0,7 environ. Les élasticités de la richesse nette tirées de nos estimations, de l’ordre de 0,2, se situent dans le milieu de la fourchette des estimations existantes. La contrainte d’une somme des coefficients du revenu disponible réel du travail et de la richesse nette réelle égale à 1 est rejetée, logiquement puisque l’équation est estimée sur un sous-ensemble de la consommation totale. Ces résultats sont identiques à ceux de Lettau et Ludvigson.

Ensuite, nous avons ajouté la variable de la richesse liée à la sécurité sociale au modèle précédent.

Tableau 6 Estimations DOLS de l’équation de consommation de long terme

	dli	nw	ssw
a. $cons_t = \alpha_0 + \alpha_1 dli_t + \alpha_2 nw_t$			
élasticités	0.72	0.21	
t-statistique	31,0	9.1	
b. $cons_t = \alpha_0 + \alpha_1 dli_t + \alpha_2 nw_t + \alpha_3 ssw_t$			
élasticités	0.83	0.14	-0.06
t-statistique	23,6	4,9	-4,2

Période d’estimation : 1950-2006 – Données trimestrielles - Méthode d’estimation Dynamic Ordinary Least Squares avec correction Newey-West

Documents de Travail

250. A. Monfort, «Une modélisation séquentielle de la VaR,» Septembre 2009
251. A. Monfort, “Optimal Portfolio Allocation under Asset and Surplus VaR Constraints,” September 2009
252. G. Clette and J. Lopez, “ICT Demand Behavior: An International Comparison,” September 2009
253. H. Pagès, “Bank Incentives and Optimal CDOs,” September 2009
254. S. Dubecq, B. Mojon and X. Ragot, “Fuzzy Capital Requirements, Risk-Shifting and the Risk Taking Channel of Monetary Policy,” October 2009
255. S. Frappa and J-S. Mésonnier, “The Housing Price Boom of the Late '90s: Did Inflation Targeting Matter?” October 2009
256. H. Fraise, F. Kramarz and C. Prost, “Labor Court Inputs, Judicial Cases Outcomes and Labor Flows: Identifying Real EPL,” November 2009
257. H. Dixon, “A unified framework for understanding and comparing dynamic wage and price-setting models,” November 2009
258. J. Barthélemy, M. Marx and A. Poissonnier, “Trends and Cycles: an Historical Review of the Euro Area,” November 2009
259. C. Bellégo and L. Ferrara, “Forecasting Euro-area recessions using time-varying binary response models for financial variables,” November 2009
260. G. Horny and M. Picchio, “Identification of lagged duration dependence in multiple-spell competing risks models,” December 2009
261. J-P. Renne, “Frequency-domain analysis of debt service in a macro-finance model for the euro area,” December 2009
262. C. Célérier, “Forecasting inflation in France,” December 2009
263. V. Borgy, L. Clerc and J-P. Renne, “Asset-price boom-bust cycles and credit: what is the scope of macro-prudential regulation?,” December 2009
264. S. Dubecq and I. Ghattassi, “Consumption-Wealth Ratio and Housing Returns,” December 2009
265. J.-C. Bricongne, L. Fontagné, G. Gaulier, D. Taglioni and V. Vicard, “Firms and the Global Crisis: French Exports in the Turmoil,” December 2009
266. L. Arrondel and F. Savignac, “Stockholding: Does housing wealth matter?,” December 2009
267. P. Antipa and R. Lecat, “The “housing bubble” and financial factors: Insights from a structural model of the French and Spanish residential markets,” December 2009
268. L. Ferrara and O. Vigna, “Cyclical relationships between GDP and housing market in France: Facts and factors at play,” December 2009
269. L.J. Álvarez, G. Bulligan, A. Cabrero, L. Ferrara and H. Stahl, “Housing cycles in the major euro area countries,” December 2009
270. P. Antipa and C. Schalck, “Impact of Fiscal Policy on Residential Investment in France,” December 2009

271. G. Cette, Y. Kocoglu, and J. Mairesse, "Productivity Growth and Levels in France, Japan, the United Kingdom and the United States in the Twentieth Century," January 2010
272. E. Lavallée and V. Vicard, "National borders matter...where one draws the lines too," January 2010
273. C. Loupias and P. Sevestre, "Costs, demand, and producer price changes," January 2010
274. O. de Bandt, K. Barhoumi and C. Bruneau, "The International Transmission of House Price Shocks," January 2010
275. L. Ferrara and S. J. Koopmany, "Common business and housing market cycles in the Euro area from a multivariate decomposition," January 2010
276. V. Chauvin and O. Damette, "Wealth effects: the French case," January 2010
277. H. Dellas, B. Diba and O. Loisel, "Financial Shocks and Optimal Policy," March 2010
278. S. Avouyi-Dovi and J. Idier, "Central bank liquidity and market liquidity: the role of collateral provision on the French government debt securities market," January 2010
279. V. Borgy, J. Idier and G. Le Fol, "Liquidity problems in the FX liquid market: Ask for the "BIL"," March 2010
280. D. Durant et L. Frey, "Une Première comparaison des droits à pension des ménages français et américains," Avril 2010

Pour accéder à la liste complète des Documents de Travail publiés par la Banque de France veuillez consulter le site :

http://www.banque-france.fr/fr/publications/documents_de_travail/documents_de_travail_10.htm

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website:

http://www.banque-france.fr/fr/publications/documents_de_travail/documents_de_travail_10.htm

Pour tous commentaires ou demandes sur les Documents de Travail, contacter la bibliothèque de la Direction Générale des Études et des Relations Internationales à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Directorate General Economics and International Relations at the following address :

BANQUE DE FRANCE

49- 1404 Labolog

75049 Paris Cedex 01

tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65 ou 48 90 ou 69 81

email : thierry.demoulin@banque-france.fr

jeannine.agoutin@banque-france.fr

<mailto:michaelbrassart@banque-france.fr>

veronique.jan-antuoro@banque-france.fr

[nathalie.bataille-salle@banque-france.f](mailto:nathalie.bataille-salle@banque-france.fr)