

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

**G 2000 / 09**

## **Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire**

**Ronan MAHIEU \***  
**Béatrice SÉDILLOT \***

JUILLET 2000

*Les auteurs remercient Guy Laroque, Stéfan Lollivier  
ainsi que les participants au séminaire D3E et aux journées  
de Microéconomie Appliquée pour leurs commentaires et suggestions.*

---

\* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »  
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF  
CEDEX - France - Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45 - E-mail : d3e-dg@insee.fr.

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.  
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

## Résumé

Nous présentons une modélisation de la demande d'annuités par des agents privés inspirée du modèle de Yaari (1965). A l'instar de Brown (1999), nous définissons un équivalent patrimonial de la rente explicitant le surcroît d'utilité que procure la rente par rapport à un capital actuariellement équivalent. Cet indicateur dépend du risque viager, du niveau d'aversion pour le risque et du niveau des pensions de retraite. Nous adaptons la démarche pour prendre en compte des motifs d'héritage et d'éventuels phénomènes d'antisélection. Nous simulons cet indicateur sur un échantillon de personnes seules (avec ou sans enfants) âgées de 45 à 59 ans, issu de l'enquête Patrimoine (1998) de l'Insee. Nous trouvons qu'en présence de tarification non actuarielle du risque de mortalité (sous l'effet éventuel de contraintes réglementaires), cet équivalent patrimonial de la rente est significativement corrélé aux décisions de souscription de contrats de Retraite Complémentaire Volontaire.

**Mots-clés :** annuités, autosélection, programmation dynamique

## Abstract

We model the demand for private annuities following Yaari (1965). In the line of Brown (1999) we define an Annuity Equivalent Wealth (AEW) that reflects the fact that an annuity provides a greater utility to a risk adverse individual than an actuarially equivalent lump sum. This indicator depends on the mortality risk, the level of risk aversion and the level of SS benefits. We develop Brown's approach to account for the valuation of bequests and for adverse selection on the market for annuities. We simulate this indicator on a sample of singles aged between 45 and 59 from the Patrimoine Survey (1998). Under the assumption that insurers will not propose actuarially fair premia (which may be explained by legal constraints in France), we find a strong correlation between the Annuity Equivalent Wealth and the decision to subscribe private individual annuities.

**Keywords:** annuities, self selection, dynamic programming

**JEL classification :** D1, D8, H3

## 1 Introduction

Les préoccupations grandissantes quant à la viabilité financière des régimes publics de retraite expliquent pour partie l'essor des dispositifs d'épargne longue bénéficiant de dispositions fiscales favorables : PEA, PEL, assurance vie, PEE... Si les actifs d'aujourd'hui épargnent pour leurs vieux jours (en prévision de pensions plus faibles), il leur faudra, lors de leur départ en retraite, arbitrer entre assurance contre le risque viager et transmission du patrimoine à leurs héritiers. Ils peuvent donc avoir intérêt à convertir en rente une partie du capital accumulé, ou bien à souscrire, dès à présent, des dispositifs spécifiques qui excluent la sortie en capital.

Aux Etats-Unis, le faible développement du marché des annuités souscrites à titre individuel suscite actuellement un débat assez vif, dans un contexte de substitution progressive des plans à prestations définies (où l'employeur s'engage sur le versement d'une rente) par des plans à cotisations définies de type 401(k) (où les droits acquis se mesurent au capital accumulé) qui débouchent souvent sur une sortie en capital. L'une des explications couramment avancées pour expliquer la taille réduite de ce marché est l'existence de phénomènes d'antisélection, les individus les plus sensibles au risque viager étant ceux dont l'espérance de vie est la plus longue (Finkelstein et Poterba, 1999). En France, le débat est beaucoup moins vif du fait du faible poids des régimes facultatifs, mais cette situation pourrait évoluer<sup>1</sup>.

Plusieurs travaux récents ont développé un cadre d'analyse calculant pour chaque individu un équivalent patrimonial de l'annuité (*Annuity Equivalent Wealth*) qui explicite le surcroît d'utilité procuré par une rente plutôt que par un capital dont le montant serait actuariellement équivalent (Mitchell, Poterba et Warshawsky 1997). Brown (1999) propose une première estimation de cet indicateur sur données individuelles américaines et montre que, parmi les bénéficiaires de plans à cotisations définies, les individus qui projettent de sortir en rente plutôt qu'en capital sont également ceux dont l'équivalent patrimonial de l'annuité estimé est le plus élevé.

Nous adaptions ici la méthode de Brown sur données françaises issues de l'enquête Patrimoine 1998 de l'INSEE. L'approche retenue consiste à calculer un équivalent patrimonial de l'annuité au niveau individuel qui mesure l'intérêt qu'ont les individus à transformer une partie de leur patrimoine en rente au moment du passage à la retraite. On compare

---

<sup>1</sup>En outre, dans la plupart des pays européens, les contrats en annuités comprennent une assurance au moins partielle contre le risque macroéconomique d'inflation, alors qu'outre-Atlantique, les engagements des plans à prestations définies sont en général nominaux.

la distribution de cet indicateur sous diverses hypothèses concernant les comportements de sélection sur le marché de la rente et le goût pour l'héritage. Pour évaluer l'adéquation de la modélisation aux comportements observés, on analyse ensuite la corrélation de cet indicateur avec les comportements de souscription de retraite complémentaire volontaire (avec sortie en rente obligatoire).

## 2 Analyse économique des comportements de souscription de rente viagère

Une analyse très schématique du cycle de vie montre que la nature des risques encourus par les individus se modifie considérablement avec l'âge.

Pendant la période d'activité, les individus encourent un risque de mortalité assez faible alors qu'ils sont soumis à un risque de revenu d'ampleur variable, particulièrement sensible en début comme en fin de carrière (chômage). En outre, les individus ayant des enfants peuvent être confrontés à des dépenses importantes (afin par exemple de financer leurs études). Les aléas sur le niveau du revenu comme sur celui des dépenses font que les individus ont intérêt à se constituer une épargne de précaution suffisamment liquide (Carroll 1992).

A partir de 60 ans, la plupart des individus ont quitté le marché du travail et peuvent prétendre au versement, par les régimes obligatoires d'assurance vieillesse, d'une pension au pouvoir d'achat grosso modo garanti. Le risque de revenu devient donc extrêmement faible et ne subsiste guère qu'au travers de l'incertitude qui affecte le rendement des actifs patrimoniaux<sup>2</sup>. En revanche, l'augmentation progressive avec l'âge des quotients de mortalité fait que le risque viager devient prédominant. Ce changement de nature du risque devrait renforcer l'attrait de la souscription de rentes qui assurent contre le risque viager<sup>3</sup>. En effet, le versement d'une annuité jusqu'à la date de décès tend à accroître le bien-être en relâchant la contrainte que fait peser sur les choix de consommation le risque de vivre longtemps. En dépit de cet attrait de la souscription de rente aux âges élevés, le marché des annuités reste souvent peu développé, notamment aux Etats-Unis où le niveau des retraites versées par les régimes obligatoires est pourtant assez limité. Ce faible développement du marché individuel de la rente (*annuity puzzle*) a suscité de nombreux travaux au cours des années récentes.

---

<sup>2</sup>Encore l'impact de cette incertitude sur le revenu des retraités est-il aujourd'hui assez faible en France : d'une part, le niveau comparativement élevé des pensions fait que la part des revenus du patrimoine est en général modeste (25% du revenu des retraités, en moyenne). En outre, dans beaucoup de cas, le patrimoine est pour l'essentiel composé d'actifs immobiliers que les ménages revendent rarement. Enfin, la probabilité de chocs imprévus sur le niveau des dépenses (tels que le financement des études) devient plus faible puisque les enfants ont en général quitté le domicile des parents.

<sup>3</sup>La principale critique que l'on peut opposer à cette vision est que les risques maladie et dépendance s'accroissent avec l'âge et peuvent inciter les ménages à conserver des actifs liquides. Nous supposons que dans le contexte français où le risque maladie est bien assuré (tout au moins le risque lourd) cette critique n'est pas très pertinente. Cette hypothèse est naturellement plus problématique s'agissant du risque dépendance dont la prise en charge est encore faible.

Le cadre de référence de la plupart de ces travaux est le modèle simple de cycle de vie avec incertitude sur la date de décès développé par Yaari en 1965. Ce modèle montre qu'en l'absence de motifs de transmission du patrimoine aux héritiers et de sources d'incertitude autres que le risque viager, un individu averse au risque a intérêt à transformer la totalité de son capital en rente si celle-ci est calculée de façon actuariellement neutre (ce qui suppose notamment l'absence de phénomènes d'antisélection et des coûts de gestion nuls). Dans le cas où l'individu valorise l'héritage, la composition optimale de son portefeuille entre annuités et actifs financiers est déterminée de façon à égaliser à chaque instant l'utilité marginale de sa consommation et l'utilité marginale de l'héritage.

Dans la lignée du modèle de Yaari, divers travaux ont cherché à expliquer le faible développement du marché privé des annuités aux Etats-Unis. Ces travaux mettent l'accent, d'une part, sur la fréquente absence de tarification actuarielle (liée à des phénomènes d'antisélection mais aussi aux régimes fiscaux ou aux coûts de gestion) et, d'autre part, sur la façon dont se modifie la demande d'annuités en présence de motif d'héritage<sup>4</sup> ou de rentes versées par les régimes obligatoires d'assurance vieillesse.

Un premier courant de recherche évalue ainsi le coût des annuités en comparant les prix d'achat des rentes sur le marché de l'assurance privée à la valeur présente escomptée de ces annuités compte tenu des probabilités de survie à chaque âge (Friedman et Warshawsky 1988, Mitchell, Poterba et Warshawsky 1997, par exemple) ou comparent les rendements escomptés de placements en annuités à ceux tirés d'autres types de placements (Friedman et Warshawsky 1990). Pour évaluer l'importance du phénomène d'antisélection, diverses tables de mortalité (sur l'ensemble de la population ou sur la seule population des souscripteurs de contrats) sont généralement utilisées. En effet, la date de décès, a priori aléatoire, obéit à une loi de probabilité qui n'est pas la même pour l'ensemble des individus et qui est en général mal connue des assureurs<sup>5</sup>. Les individus ayant une espérance de vie supérieure à la moyenne perçoivent donc comme plus élevé le rendement du placement en annuité et sont davantage incités à souscrire. La comparaison des deux tables de mortalité

---

<sup>4</sup>En contrepartie de l'assurance contre le risque viager offerte par la rente, les individus renoncent à transmettre à leurs héritiers le capital constitutif de leurs droits à pension.

<sup>5</sup>Le calcul des annuités privées s'effectue généralement à partir de tables de mortalité par sexe et âge (comme aux Etats-Unis) voire n'intègre que l'âge (comme pour la PREFON). En Suède toutefois, le calcul des annuités du régime obligatoire d'assurance-vieillesse fonctionne selon un système de 'comptes notionnels' et prend en compte l'hétérogénéité de l'espérance de vie entre cohortes.

confirme l'importance de l'effet de sélection<sup>6</sup>.

Parallèlement à la mesure du coût de l'annuité, plusieurs travaux cherchent à modéliser la demande de rente. Mitchell, Poterba et Warshawsky (1997) proposent ainsi un cadre d'analyse définissant pour chaque individu un équivalent patrimonial de l'annuité qui explicite le surcroît d'utilité procuré par une rente plutôt que par un capital dont le montant serait actuariellement équivalent. Cet indicateur, calculé en absence de motif d'héritage, est modulé selon le risque viager spécifique, le statut marital, l'aversion pour le risque et le niveau de la rente dont l'individu bénéficie via les régimes publics de retraite. Cette modélisation a donné lieu à divers exercices de simulation (cf. Brown, Mitchell, Poterba 1999 pour une comparaison des utilités associées aux placements en annuités sous diverses hypothèses d'indexation de la rente) et à une première estimation sur données individuelles (Brown 1999)<sup>7</sup>.

Brown (1999) cherche ainsi à tester la validité du modèle stochastique de cycle de vie qui fonde la modélisation en estimant un équivalent patrimonial de l'annuité sur données individuelles puis en regardant sa capacité à rendre compte des intentions de sortie en rente déclarées par les souscripteurs de plan à contributions définies. Les résultats obtenus lui semblent encourageants puisque, parmi les bénéficiaires de plans à cotisations définies aux Etats-Unis, les individus qui projettent de sortir en rente plutôt qu'en capital sont également ceux dont l'équivalent patrimonial de la rente prédit par le modèle est le plus élevé.

---

<sup>6</sup>Mitchell, Poterba et Warshawsky (1997) évaluent ainsi sur données américaines le coût de l'antisélection à environ 10% en 1995, soit environ la moitié du coût total estimé de l'annuité (le coût de l'annuité est mesuré ici comme l'écart entre le prix des annuités offertes par les compagnies d'assurance sur le marché américain en 1995 et la valeur présente escomptée de ces flux d'annuités pour un individu ayant des probabilités de décès identiques à celles observées en moyenne sur l'ensemble de la population).

<sup>7</sup>D'autres papiers analysent la façon dont se modifie la demande d'annuité lorsque les individus souhaitent transmettre un patrimoine à leurs descendants. Ainsi, Friedman et Warshawsky (1990) simulent les comportements d'épargne et d'allocation de portefeuille en présence de motif de transmission et de tarification non actuarielle.





### 3 Le modèle

Nous nous proposons ici d'adapter la méthode de Brown sur données françaises pour évaluer l'intérêt qu'ont les ménages, lors du passage à la retraite, à convertir volontairement une partie de leur patrimoine en rente afin de s'assurer contre le risque viager. Nous définissons donc un équivalent patrimonial de la rente (Annuity Equivalent Wealth, AEW) fondé sur le supplément d'utilité que procure à un individu averse au risque la possibilité de convertir tout ou partie de son capital en rente au moment du départ à la retraite. Nous estimons ensuite cet indicateur pour un échantillon d'individus issus de l'enquête Patrimoine 1998 de l'INSEE.

Les choix individuels sont représentés par un modèle classique de cycle de vie en présence d'incertitude sur la date de décès. L'idée sous-jacente à cette modélisation est que l'individu choisit, au moment de son départ à la retraite, son profil optimal de consommation et son choix de portefeuille (défini comme le partage de sa richesse initiale entre souscription d'annuité et placement en actif de rendement  $r$ ) de façon à maximiser son utilité espérée sur le cycle de vie.

Le programme du consommateur, au moment du passage à la retraite (en  $t = 0$ ), s'écrit donc :

$$Max_{\{C_t\}, A} \sum_{t=1}^T \frac{\prod_{j=1}^t (1 - q_j^I)}{(1 + \rho)^t} \left[ U(C_t) + \frac{q_{t+1}^I}{1 + \rho} \Upsilon(W_{t+1}) \right] \quad (1)$$

sous les contraintes :

$$W = W_0 + A \sum_{t=1}^T \frac{\prod_{j=1}^t (1 - q_j^A)}{(1 + r)^t} \quad (2)$$

$$W_t + P_t + A = C_t + \frac{W_{t+1}}{1 + r} \quad (3)$$

$$W_t \geq 0 \quad \text{pour} \quad t = 0, \dots, T + 1 \quad \text{et} \quad A \geq 0 \quad (4)$$

où  $U$  est l'utilité de la consommation,  $\Upsilon$  l'utilité procurée par la transmission d'un patrimoine aux descendants,  $W$  le patrimoine initial au moment du départ à la retraite,  $W_0$  le patrimoine placé sur le marché financier,  $A$  la valeur de l'annuité équivalente au capital converti en rente (sur la base d'un calcul actuariel fondé sur les probabilités de décès  $q_j^A$ , entre  $j - 1$  et  $j$ , utilisées par l'assureur),  $C_t$  la consommation,  $P_t$  le montant des pensions servies par les régimes de retraite,  $q_j^I$  les probabilités de décès escomptées par l'individu,  $r$  le taux d'intérêt,  $\rho$

le taux d'escompte psychologique et  $T$  la durée maximale passée à la retraite.

L'équation (3) décrit la façon dont évolue le patrimoine d'une période à l'autre. La contrainte (4) exprime le fait que l'individu n'est pas autorisé à laisser un patrimoine net négatif en cas de décès (sa capacité d'endettement est ainsi contrainte<sup>8</sup>) et qu'il ne peut pas revendre de la rente.

Pour un partage donné du stock de capital initial (donc à  $A$  donné), le programme permettant de déterminer le profil optimal de consommation se résout de façon récursive à partir de la dernière période. En effet, si l'on introduit la fonction valeur :

$$V_t(W_t, \{P_k\}_{k \geq t}, A) = \text{Max}_{\{C_k\}_{k \geq t}} \left( \sum_{k=t}^T \frac{\prod_{j=t}^k (1 - q_j^I)}{(1 + \rho)^{k-t}} \left[ U(C_k) + \frac{q_{k+1}^I}{1 + \rho} \Upsilon(W_{k+1}) \right] \right)$$

le programme se ramène à une série de problèmes à deux périodes satisfaisant une équation de Bellman :

$$V_t(W_t, \{P_k\}_{k \geq t}, A) = \text{Max}_{\{C_t\}} \left[ \begin{array}{c} U(C_t) + \frac{q_{t+1}^I}{1 + \rho} \Upsilon(W_{t+1}) \\ + \frac{1 - q_{t+1}^I}{1 + \rho} V_{t+1}(W_{t+1}, \{P_k\}_{k \geq t+1}, A) \end{array} \right]$$

sous les contraintes (3) et (4).

Ces équations peuvent être résolues récursivement à partir de l'âge maximal de survie de l'individu. A la période  $T$ , il n'y a plus d'incertitude puisque l'individu meurt avec la probabilité 1 et le niveau optimal de consommation est celui qui égalise l'utilité marginale de la consommation et l'utilité marginale de l'héritage.

Pour mesurer le surcroît d'utilité que procure à un individu averse au risque la possibilité de convertir tout ou partie de son capital en annuité, on définit un équivalent patrimonial de la rente (noté AEW). Cet indicateur mesure le supplément de richesse dont l'individu devrait disposer pour obtenir, dans le cas où il place l'intégralité de son capital sur le marché financier, le même niveau d'utilité que celui procuré par l'existence d'un marché de la rente. Plus précisément, on calcule  $W'$  tel que:

$$V_0(W', \{P_k\}_{k \geq 0}, 0) = V_0(W_0^{opt}, \{P_k\}_{k \geq 0}, A_0^{opt})$$

où  $W^{opt}$  et  $A_0^{opt}$  désignent le partage optimal entre capital et rente pour un niveau de richesse initial  $W$ .

---

<sup>8</sup>Cette hypothèse est assez conforme aux comportements de crédits effectivement observés pour les individus aux âges élevés.

L'équivalent patrimonial de l'annuité s'écrit alors :

$$AEW = \frac{W'}{W} - 1$$

La modélisation précédente s'applique à des personnes seules (avec ou sans enfants). Elle peut être aisément généralisée aux couples moyennant la prise en compte de l'existence de deux risques viagers et d'éventuelles économies d'échelle [Kotlikoff-Spivak 1981]. Cette extension alourdit toutefois assez sensiblement la résolution du modèle. A ce stade, l'estimation se limitera aux personnes seules.

On suppose ici que les fonctions d'utilité  $U$  et  $\Upsilon$  sont de type CRRA:

$$U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

$$\Upsilon(W) = \chi \frac{W^{1-\gamma}}{1-\gamma}.$$

où  $\gamma$  mesure l'aversion relative pour le risque et  $\chi$  l'intensité de la préférence pour le legs par rapport à la consommation.

Dans un cadre plus général où l'individu peut choisir librement le profil temporel de sa rente, on montre (Yaari 1965) que celui-ci a intérêt à convertir actuariellement la totalité de son patrimoine en rente pour autant qu'il ne valorise pas l'héritage ( $\chi = 0$ ) et qu'il n'y a pas de phénomènes d'antisélection ( $q^I = q^A$ ). Dans le cas particulier, envisagé ici, où la rente est constante en termes réels, ce résultat ne reste valable que si la préférence pour le présent est égale au taux d'intérêt<sup>9</sup>. On a alors  $W_0^{opt} = 0$  (comme dans Brown 1999). L'allocation optimale de la richesse au moment du départ à la retraite est en revanche plus complexe dès lors qu'il existe des phénomènes d'antisélection<sup>10</sup> ou que l'individu valorise la transmission (Friedman et Warshawsky 1990).

Les programmes de maximisation sont résolus numériquement sous le logiciel GAUSS en discrétisant l'espace des richesses.

---

<sup>9</sup>Dans ce cas ( $r = \rho$ ), le profil de consommation optimal est en effet constant au cours du temps.

<sup>10</sup>Plus généralement, dès lors que la tarification n'est plus actuarielle du point de vue de l'individu.



## 4 L'équivalent patrimonial de la rente

L'attrait que peut représenter la conversion du capital en rente peut se comprendre simplement en comparant le surcroît de rendement financier que permet ce type de placement. L'annuité que le souscripteur perçoit à chaque période est définie par :

$$A = \frac{W}{\sum_{t=1}^T \frac{\prod_{j=1}^t (1-q_j^A)}{(1+r)^t}} = \frac{W}{\sum_{t=1}^T \prod_{j=1}^t \frac{1}{(1+R_j)}}$$

où  $R_j = \frac{1+r}{1-q_j^A} - 1 \approx r + q_j^A > r$  (si  $q_j^A$  faible).

L'extinction de la rente au moment du décès du souscripteur permet à l'assureur de redistribuer la fraction non consommée du capital aux autres assurés.

L'attrait pour la rente est a priori hétérogène entre les individus. Il dépend notamment du risque viager ainsi que du montant de la pension procurée par les régimes obligatoires de retraite (avec une fonction de type CRRA et lorsque la pension est constante en termes réels<sup>11</sup>, l'AEW ne dépend en fait que de la part que représente l'équivalent patrimonial des pensions versées par les régimes obligatoires dans la richesse totale (cf. annexe 1)).

L'hétérogénéité des préférences individuelles (en termes d'aversion pour le risque ou de goût pour la transmission) est une autre source de variabilité. Un individu averse au risque tend à valoriser davantage l'assurance procurée par la rente. A contrario, un individu qui souhaite transmettre un patrimoine à ses descendants ( $\chi > 0$ ) ne transformera jamais la totalité de son patrimoine en rente même s'il peut souscrire des annuités actuariellement neutres. S'il valorise beaucoup l'héritage ( $\chi$  élevé), il préférera même placer l'intégralité de son patrimoine sur le marché financier (cf. figure 1).

Une autre source de variabilité de l'attrait pour la rente peut provenir de la mauvaise prise en compte par l'assureur du risque de mortalité spécifique de l'individu. Ce phénomène d'antisélection, lié à l'asymétrie d'information entre assureur et assuré, réduit l'utilité de l'annuité pour les individus dont le risque de mortalité est sous-estimé. Ainsi, un ouvrier non qualifié auquel serait proposé une rente tarifée sur la base du risque de mortalité des femmes fonctionnaires de catégorie A ne trouverait plus aucun intérêt à souscrire une rente (cf. figure 2).

Enfin, si l'on contraint le profil temporel de l'annuité (on suppose ici que l'annuité est constante en termes réels), le degré d'impatience de l'individu conduit également à diminuer l'attrait de la rente. Ainsi, un

---

<sup>11</sup>Hypothèse que nous ferons ici.

individu valorisant fortement le présent ( $\rho = 20\%$ ) peut ne pas trouver d'intérêt à acheter de rente supplémentaire (figure 3). En effet, cet individu souhaiterait pouvoir adapter le profil temporel de sa rente à son profil optimal (descendant) de consommation mais cela ne lui est pas permis dès lors qu'il est contraint sur sa capacité d'emprunt.

Les conditions fiscales en matière d'épargne sont également susceptibles de modifier l'attrait pour la rente, notamment pour les hauts revenus (la moitié des ménages en France n'est pas imposable au titre de l'impôt sur le revenu). En particulier, certaines catégories de la population ont accès à des dispositifs de souscription de rentes dont la fiscalité, spécifique, est avantageuse. C'est a priori le cas des fonctionnaires via les dispositifs de type CREF ou PREFON<sup>12</sup>. La complexité des mécanismes d'imposition et la diversité des conditions fiscales selon la nature du placement nous ont toutefois conduits à négliger cet aspect dans la modélisation.

---

<sup>12</sup>Les cotisations versées sont alors déductibles de l'impôt sur le revenu mais la rente est imposable. Pour des personnes actives ayant des taux marginaux élevés, il peut être fiscalement avantageux de transférer une part de leur revenu vers la période de retraite.

## 5 Les données

L'estimation, au niveau individuel, de l'équivalent patrimonial de la rente (AEW) est effectuée sur un échantillon tiré de l'enquête Patrimoine 1998 de l'INSEE. Cette enquête est la plus adaptée ici puisqu'elle permet de connaître à un niveau détaillé le stock de patrimoine détenu par les ménages et fournit également des informations sur les comportements d'épargne en vue de la retraite, notamment la souscription de retraite complémentaire volontaire. En revanche, elle ne permet pas de disposer d'informations détaillées sur les carrières passées. Celles-ci doivent donc être simulées pour reconstituer les droits à la retraite des individus.

### 5.1 *Le champ considéré*

Pour l'analyse empirique, il a été nécessaire de se restreindre aux ménages pour lesquels le départ en retraite ne constitue pas un horizon trop éloigné. En effet, le calcul de l'AEW requiert de disposer d'une estimation du patrimoine disponible au moment du passage à la retraite ainsi que des droits à pensions générés par la carrière passée. Si l'enquête Patrimoine ne permet pas de connaître l'ensemble de la carrière passée, elle fournit le montant du salaire perçu au moment de l'enquête et un calendrier rétrospectif de l'activité (incluant les interruptions d'activité, les périodes de chômage et la préretraite). La reconstitution des carrières nécessaire au calcul des droits à la retraite et l'estimation du stock de patrimoine au moment de la liquidation de la retraite seront donc de meilleure qualité pour les ménages déjà suffisamment âgés au moment de l'enquête.

L'échantillon a ainsi été limité aux personnes seules âgées de 45 à 59 ans. Les indépendants ont été exclus de l'échantillon car leur comportement d'épargne est très spécifique et il est, de plus, difficile de reconstituer leurs droits à la retraite compte tenu de la multiplicité des régimes pour cette catégorie<sup>13</sup>. Seuls ont été retenus les individus salariés du public ou du privé, soit 489 personnes seules.

### 5.2 *La reconstitution des carrières*

Pour calculer les droits à la retraite, il est nécessaire de reconstituer les carrières des salariés du privé. Les profils de carrière sont supposés dépendre de l'expérience (approximée ici par l'âge) et des gains de productivité exogènes. Les estimations ont été effectuées par sexe en distinguant 5 catégories socio-professionnelles (notées CS) : ouvrier non

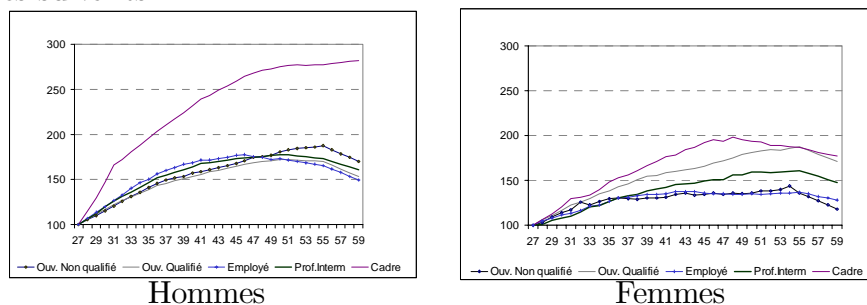
---

<sup>13</sup>Pour cette catégorie, la liquidation du patrimoine professionnel, dont la valeur est difficile à évaluer, est notamment susceptible fournir un complément important de capital au moment du passage à la retraite.

qualifié, ouvrier qualifié, employé, profession intermédiaire, cadre.

Le profil de salaire lié à l'expérience est tiré des travaux de Colin-Legros-Mahieu (1999). Ceux-ci ont estimé, par sexe et cs, une équation de salaire sur la période 1984-1996 (à partir du panel DADS) en distinguant les effets d'âge des effets de génération<sup>14</sup>. Les gains de productivité exogènes sont évalués d'après le taux de croissance du coût du travail par sexe/CS observé sur longue période dans les DADS. Pour prolonger les salaires au delà de 1997, on fait l'hypothèse que les salariés en emploi cette année le resteront jusqu'au moment de leur départ en retraite et que les gains de productivité exogènes sont de 0,5% par an en termes réels.

Les profils de salaires entre 27 et 59 ans (en termes réels) ainsi obtenus sont les suivants :



Pour les salariés du secteur public, seul le salaire (hors primes) des 6 derniers mois est pris en compte pour le calcul de la retraite. Il suffit donc de faire évoluer le salaire déclaré dans l'enquête jusqu'à la date de cessation d'activité et distinguer les primes du salaire de base.

L'information individuelle sur le taux de prime n'est pas disponible dans l'enquête Patrimoine où seule la rémunération nette totale est déclarée. On impute donc aux salariés du secteur public un taux de prime par sexe et catégorie statutaire à partir des informations du panel fonction publique pour l'année 1994 et on fait l'hypothèse que celui-ci reste constant en projection.

Pour prolonger les salaires jusqu'au départ à la retraite, on suppose comme précédemment que les salaires dépendent de l'âge. Les profils par âges sont tirés de Colin-Legros-Mahieu (1999) et varient en fonction du sexe et de la catégorie (on distingue les catégories A, B, C). On suppose par ailleurs que la valeur du point d'indice de la fonction publique progresse comme les prix et que les salariés ne changent pas d'indice.

<sup>14</sup>Les effets de génération ne sont pas négligeables pour certaines catégories socio-professionnelles. Ainsi, une estimation en coupe des effets de l'expérience (mesurée par la durée d'emploi) à partir de l'Enquête Patrimoine conduit à des profils salariaux peu réalistes pour les hommes cadres.



### **5.3 *Les âges de liquidation et le niveau des pensions versées***

Les barèmes de calcul des pensions dans le secteur privé recèlent une incitation forte à reporter la liquidation jusqu'à l'obtention du taux plein (ce qui nécessite d'être âgé de 65 ans ou d'avoir au moins 60 ans et validé entre 150 et 160 trimestres de cotisation selon la génération considérée). En effet, en cas de liquidation anticipée, la pension subit une décote supérieure à 10 % par an (et même supérieure à 12 % pour qui totalise moins de 150 trimestres de cotisation). Nous faisons donc l'hypothèse que les salariés du secteur privé liquident leur pension dès qu'ils peuvent bénéficier du taux plein.

La distribution des âges de départ en retraite dans le secteur privé, dans notre échantillon, est cohérente avec celle généralement observée (Insee-Sesi, 1998). En particulier, les femmes sont plus nombreuses à attendre 65 ans pour liquider leur droit compte tenu d'interruptions de carrière plus fréquentes (figure 4).

Le montant des pensions versées est ensuite déterminé en appliquant les règles du Régime Général pour la pension CNAV et les règles des régimes complémentaires pour les pensions ARRCO et AGIRC.

Dans le secteur public, les pénalisations en cas de liquidation des droits avant l'obtention du taux plein sont très faibles (de l'ordre de 2,5% par an). On suppose donc ici que les salariés liquident leurs droits dès qu'ils en ont la possibilité, c'est-à-dire à 60 ans<sup>15</sup>. Les pensions sont ensuite calculées en appliquant les règles de la Fonction Publique d'Etat.

### **5.4 *L'actualisation du patrimoine jusqu'au départ à la retraite***

L'AEW est calculé au moment du départ à la retraite. Il est donc nécessaire de simuler l'évolution du stock de patrimoine entre 1997 et cette date. On distingue pour cela le patrimoine financier du patrimoine immobilier.

On simule l'évolution du patrimoine financier sous l'hypothèse d'une rémunération réelle du patrimoine de 3% par an, d'une progression réelle des salaires de 1% et d'une indexation des pensions sur les prix<sup>16</sup>. Par ailleurs, on impute aux ménages de l'échantillon des taux d'épargne fi-

---

<sup>15</sup>On ne prend pas en compte la possibilité de partir à la retraite à 55 ans pour certaines catégories dites actives car on ne sait pas identifier celles-ci dans l'échantillon.

<sup>16</sup>On considère ici le patrimoine financier brut (et non le net). Ceci semble peu restrictif dans la mesure où les crédits personnels non immobiliers à ces âges sont peu fréquents (il concernent 18% des ménages dont la personne de référence a entre 60 et 65 ans) et généralement de courtes durées (inférieurs ou égaux à 4 ans pour 80% de ces ménages).

nancière à partir de ceux-observés dans l'enquête Budget des Familles 1995 sur un champ comparable. La médiane du patrimoine financier au moment du départ à la retraite est de l'ordre de 85.000 francs 1997.

Près de la moitié des personnes seules de l'échantillon ne possèdent pas de patrimoine immobilier. Pour simuler l'évolution du patrimoine net immobilier des autres, on fait évoluer la valeur du capital restant dû jusqu'au départ à la retraite en mobilisant l'information sur la durée du prêt restant à courir. On suppose par ailleurs un rendement réel du patrimoine de 3% par an. La médiane du patrimoine immobilier net des individus propriétaires est de l'ordre de 735.000 francs 1997.

Au total, la médiane du patrimoine net au moment du départ en retraite du dernier conjoint avoisine 400.000 francs 1997 (figure 5).

## 6 L'estimation de l'AEW

Compte tenu des données disponibles, les sources de variabilité de l'AEW sont le risque viager (estimé ici à partir des tables de mortalité par sexe/âge/cs), la part de l'équivalent patrimonial des pensions versées par les régimes obligatoires dans la richesse totale et l'aversion pour le risque.

La distribution de cette dernière variable dans la population est a priori délicate à évaluer. Pour introduire de l'hétérogénéité dans l'aversion pour le risque, on a mobilisé les réponses à une loterie formulées dans le cadre de l'enquête méthodologique sur les comportements face au risque et à l'avenir, menée conjointement par l'INSEE et le DELTA (Arrondel-Masson-Verger 1997). Une aversion pour le risque (pouvant prendre 4 modalités) est ainsi imputée aux ménages de l'échantillon à partir de la distribution observée dans l'enquête (cf. annexe 2 pour la méthodologie employée). L'aversion pour le risque apparaît relativement concentrée : 85% des ménages ont une aversion pour le risque supérieure ou égale à 2,9 et la valeur moyenne est égale à 3,6 (figure 6). On suppose pour l'estimation que le taux d'escompte psychologique est égal au taux d'intérêt réel fixé à 3% (pas d'impatience).

### 6.1 *Tarifification actuariellement neutre et absence de motif d'héritage*

On suppose, dans un premier temps, qu'il n'y a pas de phénomène d'antisélection : la valorisation de l'annuité se fait, pour les assureurs comme pour les assurés, à partir des tables de mortalité par sexe, âge et cs. On fait par ailleurs l'hypothèse que les individus ne valorisent pas l'héritage ( $\chi = 0$ ).

Avec les paramètres retenus, l'AEW est de 24% en médiane avec un écart-type de 40% (figure 7).

Une analyse de la variance montre que la part des droits à pensions versés par les régimes obligatoires (en % de la richesse totale) explique environ 60% de la variance de l'AEW. La distribution de ces droits est fortement concentrée compte tenu du niveau élevé des pensions versées par les régimes d'assurance vieillesse en France et de la forte concentration du patrimoine (figure 8).

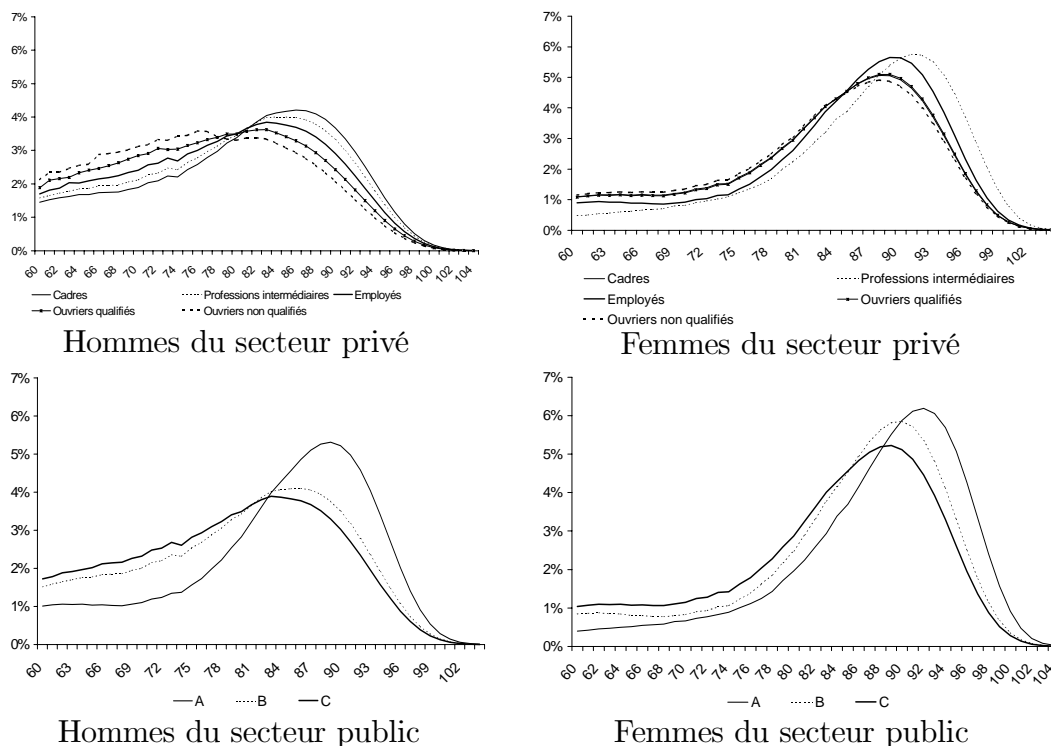
La distribution du risque viager et l'hétérogénéité de l'aversion pour le risque contribuent également à la variabilité de l'AEW : l'introduction du sexe, de la cs et de l'aversion pour le risque comme variables supplémentaires permet d'améliorer sensiblement l'ajustement (le  $R^2$  ajusté passe alors à 0,78) (cf. tableau 1).

Tableau 1 : Analyse de la variance sur l'AEW  
 \*significatif au seuil de 5%

$R^2 = 0.78$	Coefficient	Ecart-type
Droits à pension/Richesse totale	-1.66*	0.05
Homme	Réf	
Femme	-0.08*	0.02
Ouvrier non qualifié du privé	Réf	
Ouvrier qualifié du privé	0.00	0.04
Employé du privé	0.00	0.04
Profession intermédiaire du privé	0.03	0.04
Cadre du privé	0.09	0.05
Fonctionnaire de catégorie A	-0.10*	0.04
Fonctionnaire de catégorie B	-0.04	0.04
Fonctionnaire de catégorie C	0.00	0.04
$\gamma = 0.7$	Réf	
$\gamma = 1.5$	0.11*	0.06
$\gamma = 2.9$	0.28*	0.05
$\gamma = 5$	0.56*	0.05

L'AEW croît avec l'aversion pour le risque et est plus élevé pour les hommes que pour les femmes. Ce résultat s'explique par l'inégale concentration de la mortalité selon le sexe. En effet, plus le risque est concentré sur une courte période, moins l'individu averse au risque tend à valoriser l'annuité. Ceci contribue à expliquer le moindre attrait des femmes pour la rente dans cette modélisation : le risque de mortalité est nettement plus concentré que celui des hommes (cf. graphiques ci-dessous). Pour des raisons similaires, les fonctionnaires de catégorie A ont une valeur de l'annuité sensiblement plus faible, toutes choses égales par ailleurs, que les autres CS .

## Distribution des âges de décès conditionnellement à la survie à 60 ans



## 6.2 Tarification non actuarielle

De nombreux travaux empiriques (Finkelstein et Poterba, 1999) ont montré que les phénomènes d'antisélection sont importants sur le marché des rentes viagères. Dans le cas français, des phénomènes d'autosélection des agents selon leur niveau de risque sont susceptibles d'intervenir, en raison sans doute moins de problèmes d'information que des contraintes réglementaires qui limitent la capacité des assureurs à ajuster les primes au niveau de risque de leurs clients. Les assureurs ont en principe le droit de tarifier selon des tables de mortalité ajustées au risque (sexe, conditions de travail, tabagisme) sous réserve qu'elles soient agréées par un actuaire indépendant. Toutefois, pour les rentes viagères, la réglementation impose que le tarif pratiqué ne soit pas inférieur à celui qui résulterait de l'application des tables homologuées (qui sont les tables prospectives par âge et génération de la population féminine ; au cas où l'assureur souhaiterait adopter une tarification plus simple, la table de référence est la table de mortalité féminine prospective pour la génération 1950). Ceci induit l'existence d'un coût de l'annuité dans la mesure où celle-ci est tarifée à un niveau supérieur à sa valeur actuarielle, hétérogène au sein de la population, et qui favorise donc l'émergence de phénomènes d'autosélection des agents en fonction de leur risque viager.

Pour prendre en compte l'existence de ces phénomènes, nous recalculons, dans un premier temps, l'équivalent patrimonial de l'annuité pour chaque ménage en supposant que l'assureur détermine la valeur de la rente en se fondant sur la table de mortalité de référence (femmes nées en 1950). En revanche, les assurés continuent à anticiper le risque de décès moyen de leur cs observé au cours des années 1990 : ils n'anticipent donc pas les progrès moyens de l'espérance de vie attendus dans les années à venir et pris en compte dans la table de mortalité prospective des femmes nées en 1950. Le risque viager correspondant à cette table est donc supérieur à celui qu'anticipent les individus.

La médiane de l'AEW est de ce fait plus faible que précédemment : 5% contre 24%. La baisse est surtout accentuée pour les hommes : la médiane de l'AEW passe de 27% à 0,3% pour les hommes et de 22% à 7,8% pour les femmes. L'allure générale de la distribution est fortement modifiée, plus d'un quart des individus ne trouvant plus d'intérêt à souscrire de la rente (l'AEW est alors égal à 0) (figure 9) .

### 6.3 Introduction d'un motif d'héritage

On introduit désormais un motif d'héritage en supposant que les ménages souhaitent transmettre une partie de leur patrimoine à leurs enfants.

On suppose  $\chi = 10$  pour les personnes seules avec enfant. L'analyse théorique de l'arbitrage entre consommation et héritage en dernière période peut nous aider à interpréter la valeur de  $\chi$ . A la date T, le consommateur maximise :

$$\frac{C_T^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \frac{\chi}{1+\rho} \frac{W_{T+1}^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

sous la contrainte :

$$W_{T+1} = (1+r)(W_T - C_T)$$

ce qui conduit à :

$$\chi = \frac{1+\rho}{1+r} \left( \frac{W_{T+1}}{C_T} \right)^\gamma$$

Sous l'hypothèse, retenue ici, d'absence d'impatience ( $\rho = r$ ), une valeur de  $\chi = 10$  correspond à un ratio optimal héritage/(consommation en dernière période) compris entre 1,6 et 27 (cf. tableau).

$\gamma$	0,7	1,5	2,9	5
$\frac{W_{T+1}}{C_T}$	26,8	4,6	2,2	1,6

On calcule l'AEW dans le cas où la tarification est actuarielle puis dans le cas où l'assureur se fonde sur la table de mortalité féminine prospective pour la génération 1950. La distribution de l'AEW est beaucoup moins dispersée que dans les situations où il n'y a pas d'héritage : 21% des individus ne valorisent plus la rente même lorsque la tarification est actuarielle (contre 1,1% précédemment) (figure 10). Cette proportion passe à 32% dans l'hypothèse de tarification non actuarielle (contre 25% précédemment) (figure 11 et tableau 2). La volonté de léguer un patrimoine à ses descendants réduit en effet la valorisation de la rente, par nature non transmissible.

Tableau 2 : % d'individus ne désirant pas souscrire de la rente (AEW=0)

	Ensemble des célibataires	Célibataires avec enfant
Pas de motif d'héritage - Tarification actuarielle	1,1%	1,6%
Motif d'héritage - Tarification actuarielle	21,5%	31,2%
Pas de motif d'héritage - Tarification non actuarielle	24,9%	25,8%
Motif d'héritage - Tarification non actuarielle	32,2%	36,4%

#### 6.4 *AEW et comportement de souscription de retraite complémentaire*

On cherche maintenant à évaluer la pertinence de notre modélisation en se demandant si les souscripteurs de rente viagère sont effectivement les individus pour lesquels l'AEW estimé est le plus élevé.

A priori, plusieurs dispositifs d'épargne longue peuvent être mobilisés pour préparer la retraite : retraite complémentaire volontaire (RCV), retraite supplémentaire d'entreprise, plan d'épargne populaire, assurance-vie... Tous ces dispositifs ne sont pas équivalents : certains sont à l'initiative de l'individu (RCV, assurance-vie) alors que d'autres sont mis en place par l'employeur (retraites supplémentaires) ; certains impliquent une sortie en rente (RCV) alors que d'autres n'offrent cette possibilité que de façon optionnelle (assurance-vie, PEP...). Les conditions fiscales rendent par ailleurs parfois peu favorable ce type de sortie. Dans l'assurance-vie, par exemple, la sortie en rente est fiscalement peu avantageuse<sup>17</sup>. Ceci conduit à penser que la souscription de polices d'assurance-vie répond davantage à un souci de diversifier son portefeuille d'actifs (voire de bénéficier de conditions avantageuses en matière

<sup>17</sup>Les rentes viagères concédées à titre onéreux sont en règle générale imposables sur une fraction de leur montant, modulée selon l'âge du souscripteur à la conversion (70% avant 50 ans, 50% entre 50 et 59 ans, 40% entre 60 et 69 ans, 30% au delà).

de taxation des plus-values) qu'à un attrait marqué pour la rente. En revanche, le plan d'épargne populaire (PEP), accessible à tous les contribuables, permet de bénéficier d'une rente défiscalisée au prix d'un plafonnement du capital investi à hauteur de 600 000 F.

Pour isoler les comportements de souscription de rente, nous nous sommes concentrés sur la souscription de retraite complémentaire (RCV), dispositif pour lequel la volonté de souscrire une rente est la plus manifeste. La souscription de retraite complémentaire volontaire est le fait d'environ 10% des individus de notre échantillon.

Une statistique descriptive simple montre que l'AEW tend à être plus élevé chez les individus qui ont souscrit des retraites complémentaires volontaires (cf. tableau 3). La différence est surtout sensible sous l'hypothèse de tarification non actuarielle sous l'effet des contraintes réglementaires : en l'absence de motif d'héritage, la médiane de l'AEW s'établit à 12,6% pour les souscripteurs contre 4,4% pour les autres.

Tableau 3 : Médiane de l'AEW

	Souscripteurs de RCV	Non souscripteurs
Tarification actuarielle - pas de motif d'héritage	27,3%	23,9%
Tarification actuarielle - Motif d'héritage	20,7%	13,6%
Tarification non actuarielle - pas de motif d'héritage	12,6%	4,4%
Tarification non actuarielle et motif d'héritage	8,9%	1,5%

Ce constat est confirmé par une régression de type Probit sur le modèle avec autosélection : les individus dont l'AEW estimé est faible (inférieur à 5%) ont une probabilité significativement plus faible de souscrire des RCV (modèle (1)) (tableau 4). Le pouvoir explicatif de cette variable apparaît meilleur qu'une forme réduite expliquant linéairement les comportements de souscription par les droits à pension, le sexe et l'aversion pour le risque (modèle (2)). L'ajout de l'AEW dans cette dernière spécification améliore sensiblement la vraisemblance (modèle (3)). Ceci tend à montrer que la modélisation non linéaire de l'interaction entre droits à pension, risque viager et aversion pour le risque permet de mieux rendre compte des comportements de souscription observés.



Tableau 4 : Modélisation de la probabilité de souscrire une retraite complémentaire volontaire  
(tarification non actuarielle - pas de motif d'héritage)  
\* significatif au seuil de 5%

	(1)	(2)	(3)	(4)
AEW < 5%	Ref		Ref	Ref
AEW > 5%	0,41* (0,16)		0,76* (0,27)	0,36* (0,18)
Droits à pension/Richesse totale		-0,01 (0,44)	1,43* (0,70)	
Homme		Ref	Ref	
Femme		0,06 (0,18)	0,07 (0,19)	
$\gamma = 0,7$ ou $\gamma = 1,5$		-0,39 (0,27)	-0,05 (0,30)	
$\gamma = 2,9$		-0,23 (0,17)	-0,07 (0,19)	
$\gamma = 5$		Ref	Ref	
Pas de diplôme				Ref
Diplôme inférieur au bac				0,13 (0,31)
Diplôme de niveau bac				0,31 (0,35)
Diplôme supérieur				0,42 (0,32)
Salarié du privé				Ref
Salarié du public				0,47* (0,17)
Log vraisemblance	-142,1	-143,5	-139,3	-135,8

Pour améliorer l'ajustement du modèle, on peut tenter d'introduire comme régresseurs supplémentaires des variables permettant d'isoler les individus pour lesquels le modèle devrait a priori être plus ou moins adapté. Ainsi, les comportements de souscription peuvent être sensibles à l'accessibilité des produits. A cet égard, les fonctionnaires se voient accorder la possibilité de souscrire des contrats de type PREFON de façon relativement aisée. On peut aussi penser que les avantages fiscaux constituent un motif important de souscription qui devrait par nature motiver davantage les ménages à hauts revenus. Par ailleurs les individus les plus diplômés sont peut-être davantage sensibilisés à l'importance du risque viager. Enfin, l'existence de problèmes de santé tend à réduire l'espérance de vie anticipée et de ce fait à diminuer l'attrait de la rente

(dans la mesure où la tarification de celle-ci ne prend pas en compte ce risque viager spécifique).

Ces conjectures ne sont que partiellement vérifiées. Seule la dummy 'salarié du public' sort significativement avec un signe positif. Pour leur part, les diplômés de l'enseignement supérieur tendent certes davantage à souscrire mais le coefficient n'est significatif qu'au seuil de 15% (modèle (4)). Les indicatrices de problèmes de santé<sup>18</sup> ou de tranche de revenu ont été introduites dans certaines régressions mais ne ressortent jamais significativement. Le coefficient de l'AEW reste pour sa part significatif quelle que soit la spécification. Une régression de type probit sur l'AEW estimé dans le modèle avec autosélection et motif d'héritage conduit aux mêmes conclusions.

---

<sup>18</sup> Approximés ici par le fait d'avoir connu des interruptions d'activité pour maladie d'au moins un an.

## 7 Conclusion

L'estimation sur données individuelles d'un équivalent patrimonial de l'annuité, fondé sur un modèle de cycle de vie avec incertitude sur la date de décès, met en évidence une assez forte variabilité de l'attrait de la rente au moment du passage à la retraite. L'analyse suggère notamment des effets d'autosélection potentiellement importants sur le champ des personnes seules, ce qui pourrait expliquer la moindre propension des hommes, toutes choses égales par ailleurs, à acheter de la rente.

Les analyses développées ici gardent toutefois une dimension exploratoire compte tenu de la simplicité du modèle retenu et de la difficulté à le tester avec les sources disponibles. Brown (1999) disposait d'un échantillon de bénéficiaires de plans à contributions définies pour lesquels le choix de la conversion en rente se poserait au moment du départ à la retraite. Une question relative au projet de conversion en rente du capital accumulé lui permettait d'avoir un indicateur subjectif relativement fiable de l'attrait pour la rente. Nos données sont différentes. Dans la mesure où nous ne disposons pas d'une telle question, nous sommes contraints d'inférer l'attrait pour la rente des comportements de souscription de retraites complémentaires. Il reste que cette mesure est vraisemblablement biaisée car il existe d'autres produits financiers (hormis la RCV) qui permettent une conversion éventuelle en rente.



## 8 Références

Abel A.B., Warshawsky M. (1988) "Specification of the Joy of Giving: Insights from Altruism", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, 1, February.

Arrondel L., Masson A., Verger D. (1997) "Comportements face au risque et à l'avenir : une enquête méthodologique", *document de travail DELTA 97-29*.

Brown J.R. (1999), "Private pensions, mortality risk, and the decision to annuitize", *NBER working paper 7191*, June.

Brown J.R., Mitchell O.S., Poterba J.M. (1999), "The role of real annuities and indexed bonds in an individual accounts retirement program", *NBER working paper 7005*, March.

Carroll C.D. (1992), "The Buffer-Stock Theory of Savings : some Macroeconomic Evidence", *Brooking Papers on Economic Activity*, n°2.

Colin C., Legros F., Mahieu R. (1999), "Une comparaison du rendement des régimes de retraite", *Economie et Statistique* n°328.

Finkelstein A., Poterba J.M. (1999), "Selection effects in the market for individual annuities : New evidence from the United Kingdom", *NBER working paper 7168*, June.

Friedman B.M., Warshawsky M., (1990) "The Cost of Annuities : Implications for Saving Behavior and Bequests", *Quarterly Journal of Economics*, February

Insee-Sesi (1998), "Suivi annuel des retraites : résultats 1996", *Synthèses* n°20.

Kotlikoff L., Spivak A. (1981), "The Family as an Incomplete Annuities Market", *Journal of Political Economy* vol. 89, n°2.

Mitchell O.S., Poterba J.M., Warshawsky M.J. (1997), "New evidence on the moneys worth of individual annuities", *NBER working paper 6002*, April.

Yaari M.E. (1965), "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies* 32.



## Annexe 1 : AEW et richesse au moment du départ à la retraite

On montre, dans cette annexe, qu'avec une fonction d'utilité de type CRRA (aversion relative pour le risque constante) et des pensions constantes en termes réels, l'AEW ne dépend pas du niveau du patrimoine au moment du départ à la retraite mais uniquement de la part que représente l'équivalent patrimonial des pensions versées par les régimes obligatoires dans sa richesse totale. Celle-ci, notée  $\alpha$  est définie par :

$$\alpha = \frac{\sum_{k=1}^T \frac{\prod_{j=t}^k (1-q_j^I) P_k}{(1+r)^k}}{W + \sum_{k=1}^T \frac{\prod_{j=t}^k (1-q_j^I) P_k}{(1+r)^k}}$$

où  $P_t$  représente les pensions versées par les régimes obligatoires.

En effet, la fonction d'utilité  $U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$  est homogène de degré  $1-\gamma$ . Donc si  $\{C_t\}$  est solution du programme  $(W, P+A)$ , alors  $\{KC_t\}$  est solution du programme  $(KW, K(P+A))$

et  $V_0(KW, K(P+A)) = K^{1-\gamma} V_0(W, P+A)$ , où  $P$  est le flux des pensions versées par les régimes obligatoires et  $A$  l'annuité librement souscrite par l'individu. De ce fait, le couple  $(W^{opt}, P+A^{opt})$  dépend linéairement du couple  $(W, P)$ . Par ailleurs, l'équation définissant l'AEW pour un couple  $(W, P)$  donné peut s'écrire:

$$V_0 \left[ 1 + AEW, \frac{P}{W} \right] = V_0 \left[ \frac{W^{opt}}{W}, \frac{P + A^{opt}}{W} \right]$$

Les trois ratios  $\frac{P}{W}$ ,  $\frac{W^{opt}}{W}$  et  $\frac{P+A^{opt}}{W}$  étant invariant par transformation linéaire du couple  $(W, P)$ , l'AEW est également invariant par transformation linéaire du couple  $(W, P)$ . Ceci montre que l'AEW ne dépend que de la part relative  $\alpha$  des rentes dans la richesse totale.





## Annexe 2 : La dispersion de l'aversion relative pour le risque dans l'échantillon

La valeur de l'aversion pour le risque des individus de l'échantillon est calibrée à partir de questions qualitatives disponibles dans l'enquête méthodologique sur les comportements face au risque et à l'avenir, menée conjointement par l'INSEE et le DELTA (Arrondel-Masson-Verger 1997). Cette enquête, menée sur un sous-échantillon de l'enquête Patrimoine 1998, comporte un questionnaire très détaillé sur les attitudes face au risque et à l'avenir et un feuillet complémentaire visant à évaluer le comportement face au risque à l'aide d'une loterie analogue à celle proposée dans l'enquête américaine Health and Retirement Survey. Seul ce dernier feuillet est utilisé ici. Les questions sont formulées de la façon suivante:

« Imaginez que vous ayez un emploi qui garantisse à vie à votre ménage son revenu actuel  $R$ . D'autres entreprises vous proposent des contrats tels que votre revenu double avec une probabilité  $1/2$  et diminue de  $x\%$  avec une probabilité  $1/2$ . Accepteriez-vous ces emplois ? »

Trois baisses de revenus sont successivement envisagées :  $x=1/2$ ,  $x=1/3$  et  $x=1/5$ .

Dans l'hypothèse où les préférences sont de type CRRA, on peut associer à chacune de ces valeurs un seuil critique de l'aversion pour le risque défini par l'indifférence entre les termes de l'alternative :

$$\gamma = 1 \text{ si } x = 1/2$$

$$\gamma = 2 \text{ si } x = 1/3$$

$$\gamma = 3.76 \text{ si } x = 1/5$$

Les individus sont ensuite regroupés dans 4 catégories selon leurs réponses et une valeur moyenne d'aversion pour le risque leur est attribuée sur la base des seuils critiques précédemment définis :

$\gamma = 0,7 ; 1,5 ; 2,9 ; 5$  par ordre croissant d'aversion au risque (Brown 1999).

Environ 25% des individus de notre échantillon ont répondu à la loterie. Pour les autres, une valeur de l'aversion pour le risque est imputée aléatoirement à partir de la distribution observée sur la population âgée de 45 à 59 ans (on ne conditionne pas par des variables telles que le diplôme, le sexe, le statut marital ou le secteur d'activité car celles-ci ne se sont pas révélées avoir d'influence statistiquement significative sur la valeur de l'aversion pour le risque).



Figure 1: Niveau d'utilité selon le montant total de la rente (y compris pensions versées par les régimes obligatoires) W=200 kF / P=50 kF / Célibataire avec un héritier

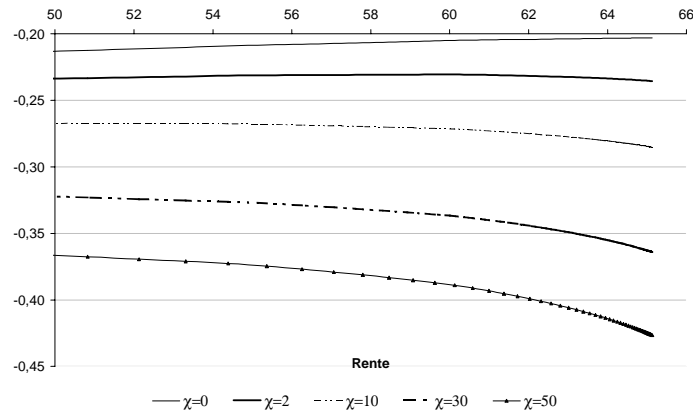


Figure 2: Niveau d'utilité selon le montant total de la rente (y compris pensions versées par les régimes obligatoires) W=200 kF / P=50 kF - Homme ouvrier non qualifié

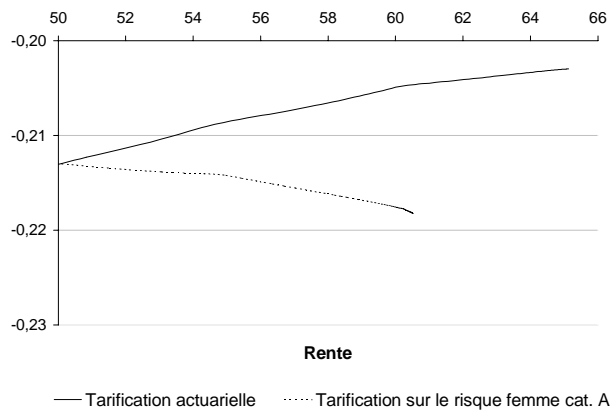


Figure 3: Niveau d'utilité selon le montant de la rente (y compris pensions versées par les régimes obligatoires) -  $W=200$  kF /  $P=50$  kF /  $r=3\%$

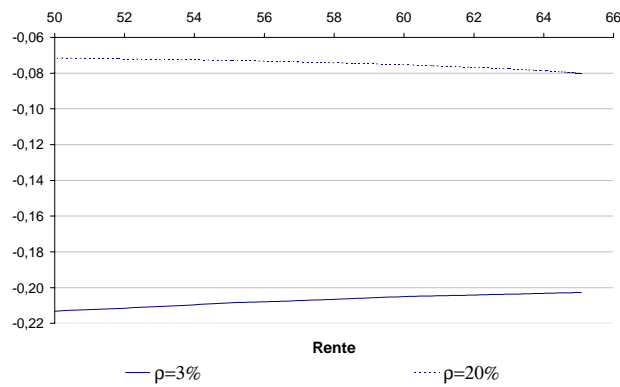


Figure 4: Age de liquidation

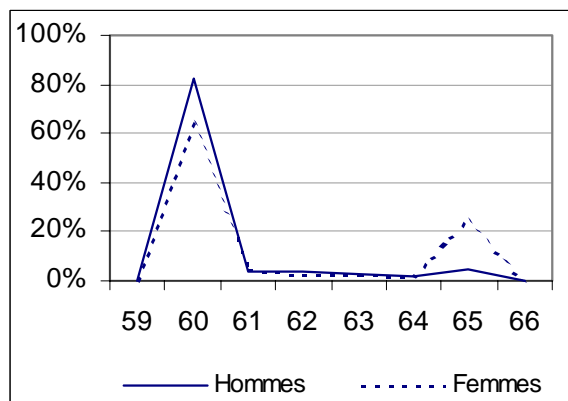


Figure 5: Distribution du patrimoine net au moment du départ à la retraite (en francs 1997)

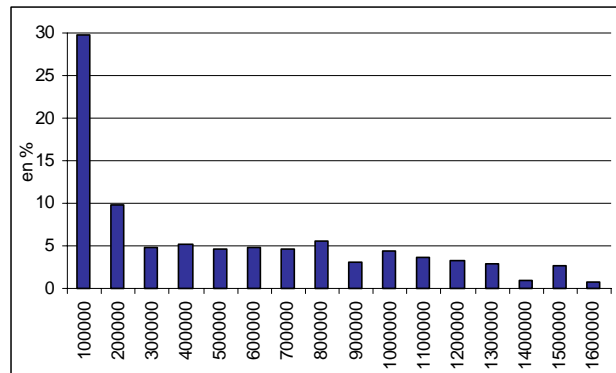


Figure 6: Distribution de l'aversion pour le risque dans l'échantillon

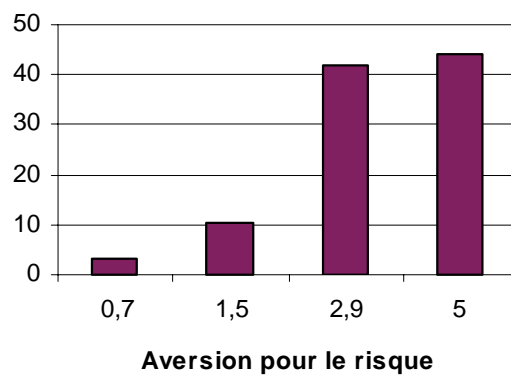


Figure 7: Distribution de l'AEW

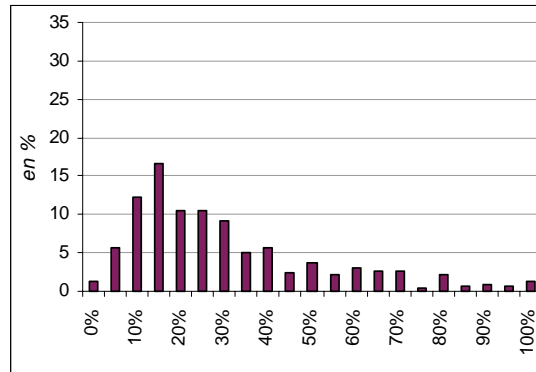


Figure 8: Distribution de la part des droits à pension versés par les régimes obligatoires dans la richesse totale

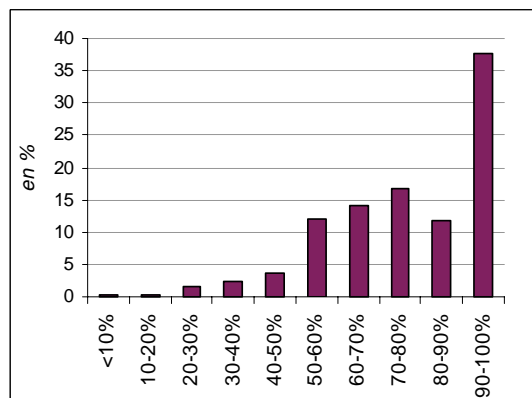


Figure 9: Distribution de l'AEW avec prise en compte des contraintes réglementaires : tarification non actuarielle

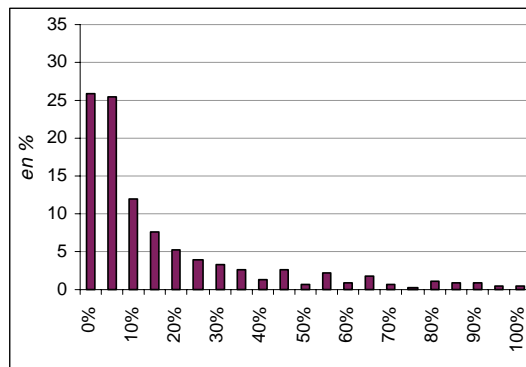


Figure 10: Distribution de l'AEW avec motif d'héritage et sans prise en compte des contraintes réglementaires : tarification actuarielle

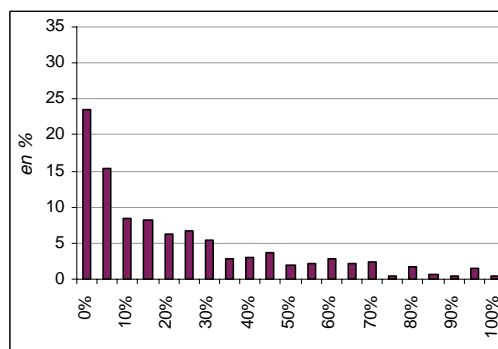


Figure 11: Distribution de l'AEW avec motif d'héritage et prise en compte des contraintes réglementaires : tarification non actuarielle

