

EPARGNE RETRAITE ET REDISTRIBUTION*

Alexis Direr ⁽¹⁾

Version février 2008

Docweb no 0804

Alexis Direr ⁽¹⁾ : Université de Grenoble et LEA (INRA, PSE). Adresse : LEA, 48 bd Jourdan 75014 Paris. Téléphone : 0143136374, courriel : direr@ens.fr

^(*) Ce travail a bénéficié des commentaires des participants du groupe de travail « Assurance et Allongement de la Vie » (Paris-Jourdan Sciences Economiques) et de ceux du groupe d'exploitation de l'Enquête Patrimoine de l'Insee, ainsi que des remarques de Gabrielle Demange et de discussions avec Muriel Roger. Je remercie ces personnes, tout en assumant la seule responsabilité du contenu de cet article.

CEPREMAP

CENTRE POUR LA RECHERCHE ECONOMIQUE ET SES APPLICATIONS

Titre : Epargne retraite et redistribution

Auteur(s) : Alexis Direr

Résumé : Le PERP, mis en place en 2003, occupe une place centrale dans le dispositif d'épargne retraite par capitalisation en France. Nous étudions son caractère redistributif en calculant les taux de rendement interne pour des situations types qui varient en fonctions de la catégorie sociale, du sexe et de la tranche d'imposition marginale. Nous montrons que l'écart de rendement pour les hommes provenant de la mortalité différentielle va jusqu'à un point entre les cadres et professions intellectuelles supérieures et les ouvriers. Une baisse d'un point de rendement équivaut à une réduction d'environ 20% de revenus espérés issus du plan sous la forme d'annuités et d'économies fiscales en moins. Cet écart est plus faible pour les femmes en raison d'inégalités d'espérance de vie de moindre ampleur. Le régime fiscal du PERP qui exonère les cotisations de l'impôt sur le revenu pendant la phase active puis ponctionne les rentes pendant la retraite est à l'origine d'autres sources d'inégalités. Il introduit des écarts de rendement entre les tranches fiscales allant jusqu'à 3/4 de point. Une telle amplitude est comparable à celle créée par les différences d'espérance de vie. Les gains fiscaux n'évoluent pas linéairement avec le revenu mais fluctuent en fonction du passage ou non à une tranche fiscale plus favorable après la retraite. L'impact de la fiscalité est par conséquent difficile à caractériser en terme de régressivité ou de progressivité. Nous montrons à titre de comparaison que la fiscalité qui s'applique aux produits d'assurance vie en cas de sortie en rentes est plus lourde en raison d'une double taxation des revenus. Elle est du même fait progressive et compense approximativement les différences d'espérance de vie.

Mots-clés : EPARGNE RETRAITE, RETRAITE PAR CAPITALISATION, REDISTRIBUTION DU REVENU, FISCALITE, REGIME FISCAL, CATEGORIE SOCIOPROFESSIONNELLE, ESPERANCE DE VIE

Classification JEL : H31, H24, D91

Title : Epargne retraite et redistribution

Author(s) : Alexis Direr

Abstract : The law called "Fillon Act", enacted on August 21st 2003, has created an individual saving contract called "PERP" (Plan d'Epargne Retraite) which objective is to supplement the public pension system. It is a defined contribution scheme which payments are deductible from taxable income (up to 10% of the annual revenue). At retirement, benefits are paid in the form of annuities and taxed at a normal rate. This product, like any life annuity products tend to favour long-lived agents as they benefit in average from a longer stream of benefits. Another important economic policy issue is to what extent its special tax treatment favours high income savers. This paper analyzes both questions in a simple calibrated model by distinguishing different groups who differ by sex, socio-economic classes and mortality rates. It is shown that mortality differences introduce significant inequalities between the recipients. Within the male category, the upper income group (executives and liberal professions) receives up to 20% more payments than the lower income group (manual workers). The difference is less pronounced among women due to a more equal mortality table across professional groups. It is also shown that the differential tax treatment amplifies this trend but in a somewhat random way. The tax system favours individuals who switch to a smaller income tax rate after retirement and those groups are spread over the income ladder.

Keywords : PUBLIC PENSION SYSTEM, INCOME, FISCAL SYSTEM, PROFESSIONAL GROUP, LIFE EXPECTANCY

JEL classification : H31, H24, D91

Introduction

Les difficultés croissantes de financement des retraites publiques ont conduit les gouvernements à adopter des politiques visant à développer l'épargne retraite volontaire. Une étape importante a été franchie lors de la création d'un produit d'épargne appelé PERP (ou Plan d'épargne retraite populaire) dans le cadre de la loi Fillon du 21 août 2003. Sa principale spécificité réside dans l'obligation de transformer l'épargne accumulée en rentes au passage à la retraite, même si un certain nombre d'exemptions ont été prévus par le législateur (invalidité sévère, expiration des droits aux allocations chômage, liquidation judiciaire, achat de sa première résidence principale à l'âge de la retraite). En contrepartie, les cotisations versées sont déductibles du revenu imposable jusqu'à 10 % des revenus nets professionnels.

L'objectif principal du PERP est d'encourager fiscalement la constitution d'un complément d'épargne individuel permettant de pallier au moins partiellement la diminution future des taux de remplacement. La baisse prévue touche toutes les catégories de salariés bien qu'à des degrés divers. Selon les dernières simulations du Conseil d'orientation des retraites, les taux de remplacement pour une carrière complète qui étaient de 83,6% en 2003 pour un salarié moyen non cadre et de 64,1% pour un cadre ne seront plus en 2020 que de 76,8% et 56,7% respectivement (dans l'hypothèse d'indexation sur les prix et à taux de cotisation constants à partir de 2006, COR 2006).

La mise en place de ce produit d'épargne répond également à d'autres objectifs. Le premier est d'orienter une part croissante de l'épargne vers des produits financiers dont la sortie se fait sous la forme de rentes viagères. S'agissant de gérer le risque de longévité, la perception d'une rente jusqu'au décès du bénéficiaire ou de son conjoint est en effet jugée plus adéquate qu'une sortie en capital. Un deuxième objectif est d'encourager l'investissement en actions aux rendements historiquement plus élevés que les produits obligataires (Marini, 2006).

Enfin, en permettant la déduction des versements de l'impôt sur le revenu, le législateur a souhaité encourager l'épargne retraite des catégories sociales supérieures dont le taux de remplacement baissera le plus dans les années à venir (Woerth, 2003). Les études disponibles suggèrent toutefois que ce produit d'épargne rencontre un public plus large : si 5,8% des foyers dont le chef de ménage est cadre ou occupe une profession libérale ont acquis ce produit, il en est de même pour 5,1% des professions intermédiaires, 5,1% des employés et 5% des ouvriers.¹ De même, un sondage de l'Observatoire de la Retraite du Groupe du Cercle des Epargnants réalisée en novembre 2005 indique que 64% des détenteurs d'un PERP ont un revenu situé entre 900 et 3000 euros.

L'introduction de ce dispositif d'épargne crée par conséquent les conditions d'une diffusion des produits de rentes viagères en France dans un pays traditionnellement marqué par une désaffection à l'égard de ces placements (Gaudement, 2001). Le 31 décembre 2004, soit un an et demi après sa création, près de 1,3 millions de PERP ont été ouverts. Les souscriptions nouvelles ont par la suite ralenti. Le nombre total de plans était de 1,9 millions deux ans plus tard, ce qui signifie qu'environ 7,5% de la population concernée (les 30-60 ans) ont ouvert un plan. L'encours total reste encore faible, de l'ordre de 2,8 milliards d'euros en 2007, à comparer avec un encours supérieur à 1000 milliards d'euros pour l'assurance vie. Sur plus

¹ Source : étude « Epargne et Stratégie Patrimoniale des Français 2007 » réalisée par TNS Sofres de mars à mai 2007 auprès de 9 880 foyers représentatifs des foyers français

long-terme, six à sept millions de français pourraient avoir souscrit un PERP à l'horizon 2020 selon un rapport du Sénat sur l'épargne retraite (Marini, 2006).

Si comme le suggère ce rapport, le PERP venait à se diffuser plus largement dans la population, il importe de mieux comprendre les caractéristiques d'un produit d'épargne qui lie de façon irréversible les cotisants jusqu'à leur décès. Alors qu'un grand nombre de travaux ont examiné les avantages de la retraite par capitalisation en termes de rentabilité et de risque (par exemple Mendez et al., 2005 pour la France), peu d'études se sont intéressés aux implications de la capitalisation en terme d'inégalités de rendement pour les souscripteurs. Le PERP est en effet un produit financier dont la rentabilité réelle varie entre détenteurs en raison des différences d'espérance de vie et d'une fiscalité différentielle.

L'objectif de l'article est d'évaluer quantitativement l'ampleur des écarts de rendement pour différentes catégories de souscripteurs. Une des critiques souvent adressées aux produits de rente est en effet d'opérer une redistribution à rebours, qui va des plus pauvres dont la longévité est faible vers les plus riches aux caractéristiques inverses. De plus, contrairement aux systèmes publics de retraite qui compensent ces inégalités par des taux de remplacement dégressifs en fonction des salaires, la fiscalité des contrats de PERP semble les aggraver en permettant la déduction fiscale des versements pendant la période d'activité. Il apparaît donc important d'appréhender l'ampleur des redistributions opérées par ce dispositif d'épargne.

Nous calculons à cette fin des taux de rendement internes pour différents cas-types qui varient en fonction de la catégorie sociale, du sexe et de la tranche d'imposition marginale. Les estimations montrent que les écarts d'espérance de vie entre groupes sociaux conduisent à des différences sensibles de rendement et que ces différences sont plus fortes pour les hommes que pour les femmes. Nous trouvons un écart maximum de taux de rendement interne d'environ un point pour les hommes entre les cadres et professions libérales et les ouvriers. Des simulations montrent qu'une baisse d'un point de rendement équivaut à une réduction d'environ 20% de revenus espérés issus du plan sous la forme d'annuités et d'économies fiscales en moins.

Le régime fiscal du PERP qui exonère les cotisations de l'impôt sur le revenu pendant la phase active puis ponctionne les rentes pendant la retraite introduit d'autres sources d'inégalités dont l'ampleur est du même ordre de grandeur que celle provenant de la mortalité différentielle. La fiscalité établit une relation complexe entre le revenu et le rendement du plan d'épargne. Les gains fiscaux n'évoluent pas linéairement avec le revenu mais fluctuent en fonction du passage ou non à une tranche fiscale plus favorable après la retraite. L'impact de la fiscalité est par conséquent difficile à caractériser en terme de régressivité ou de progressivité. Nous montrons à titre de comparaison que la fiscalité qui s'applique aux produits d'assurance vie en cas de sortie en rentes, bien que plus lourde, est clairement progressive et compense approximativement les différences d'espérance de vie.

L'idée que les différences d'espérance de vie sont à l'origine de redistributions entre les épargnants a été explorée dans le cadre des systèmes publics de retraite. Coronado et al. (2000) montrent sur données américaines que la prise en compte des écarts de mortalité par classe de revenu supprime approximativement le caractère progressif du système de retraite américain. Sur données françaises, Bommier et al. (2005) estiment qu'entre un quart et la moitié du mécanisme de redistribution du système de retraite est effacé par la mortalité différentielle. Les études portant sur la retraite par capitalisation sont plus rares. Alors que de

nombreux articles s'intéressent à la rentabilité des produits d'annuités pour un consommateur représentatif (par exemple Brown et Warshawsky, 2001), très peu prolongent leur analyse au cas d'une population hétérogène. Une exception est Brown (2003) qui étudie le caractère redistributif du système par capitalisation aux Etats-Unis. Il montre que les hommes noirs sans éducation reçoivent un équivalent patrimonial de la rente inférieur de 20% à la moyenne.

I Le calcul des annuités

La transformation d'un capital en un flux d'annuités est soumise à des règles précises que nous présentons dans la suite. Les organismes d'assurance sont également contraints de redistribuer les bénéfices que le fonds d'investissement génère. Une liberté relative leur est donnée quant à la date de redistribution de ces bénéfices. Le profil temporel des annuités dépend donc en partie du choix des assureurs que nous modélisons à l'aide de deux hypothèses. La première est que chaque génération de souscripteurs bénéficie d'un profil de rente dont la valeur actuarielle est égale à celle de ses souscriptions nettes des frais. Cette hypothèse renvoie au principe d'équité de la tarification qui postule l'égalité actuarielle probable entre les cotisations et les versements. Elle se traduit sur le plan légal par l'obligation de cantonner les actifs placés dans le cadre d'un PERP, ce qui revient à les isoler comptablement et juridiquement au sein des organismes d'assurance qui les gèrent. L'hypothèse retenue est un peu plus forte et exclut des transferts financiers entre les générations, ce qui nous permet d'étudier la trajectoire patrimoniale d'une seule génération.

Nous supposons également que le gestionnaire du fonds lisse au cours du temps le profil de la rente au sens où le rentier bénéficie d'une rente qui croît à taux constant. La croissance de la rente est une donnée inévitable dans la mesure où le taux d'intérêt qui entre dans la formule de calcul de la rente est fixé réglementairement à 0 (cf. infra).

Nous nous plaçons dans un environnement sans incertitude sur le rendement du plan et avec une longévité stable. Considérons un souscripteur qui pendant la phase d'activité verse chaque année $t = -L, \dots, -1$ un montant S_t , dispose d'un capital W_0 au moment de la retraite, puis bénéficie d'une rente A_t à partir de la date 0 jusqu'à son décès. La population des souscripteurs est hétérogène et se divise en J sous-groupes indicés par la lettre j . Ces sous-groupes diffèrent en fonction de leur appartenance sociale, de leur sexe et de leur niveau d'imposition. L'épargne accumulée pendant la vie active est égale à:

$$W_0 = \sum_{t=-L}^{-1} (1 + r - \tau)^{-t} (1 - \delta) S_t \quad (1)$$

où r est le rendement brut du plan supposé fixe au cours du temps, τ les frais de gestion qui s'appliquent au capital accumulé et δ les frais de versement.

Une fois à la retraite, l'individu touche une rente A_t , $t = 0, 1, \dots, T$ avec T l'horizon maximum de survie. La conversion du capital en rente lors de la liquidation des droits s'appuie sur un taux d'actualisation (ou taux technique) r^* permettant d'actualiser les annuités futures et une loi de probabilité de survie, fondée sur une table de mortalité définie légalement et séparée par sexe. La fraction de la population qui survit entre la période 0 et la période t selon la table légale est

notée q_t^h pour les hommes et q_t^f pour les femmes. Le calcul de la première annuité s'effectue sur la base de l'égalité actuarielle probable des engagements respectifs des contractants :

$$W_0 = \sum_{t=0}^T \frac{q_t^i}{(1+r^*)^t} A_0^i \quad i = h, f$$

Le taux de conversion est calculé de manière à égaliser la valeur du portefeuille et la valeur espérée de la rente actualisée au taux technique, compte tenu des probabilités de décès à chaque âge. La législation du PERP fixe le taux technique à 0. L'expression du taux de conversion est alors:

$$\frac{A_0^i}{W_0} = \frac{1}{\sum_{t=0}^T q_t^i} \quad i = h, f \quad (2)$$

Le calcul des annuités suivantes doit tenir compte des bénéfices ou des pertes réalisés au sein du canton. Ceux-ci apparaissent soit parce que le rendement de l'actif est supérieur au taux d'intérêt qui sert à actualiser les annuités futures, soit parce que la table légale ne reflète pas la mortalité réelle des adhérents.

Le taux d'intérêt r qui s'applique aux actifs étant supérieur au taux technique égal à 0, la rente va croître au cours du temps afin d'intégrer les bénéfices financiers. Nous supposons que le gestionnaire du plan lisse les variations anticipées de l'annuité et vise un taux de croissance des annuités constant et unique pour tous les rentiers. Définissons V_t la valeur actuarielle totale des engagements de l'assureur. Cette valeur s'accroît d'une période à l'autre avec la capitalisation et diminue des annuités payées aux survivants:

$$\begin{aligned} V_{t+1} &= (1+r)(V_t - \bar{p}_t A_t) \\ A_t &= (1+g)^t A_0 \end{aligned}$$

où \bar{p}_t est la probabilité de survie du portefeuille de clients du gestionnaire. Nous fixons le taux de revalorisation g en supposant qu'une génération bénéficie de la valeur actuarielle de ses contributions, ce qui signifie que les actifs associés à une génération de souscripteurs ont été intégralement distribués quand le dernier rentier meurt: $V_T = 0$.

II Le taux de rendement interne du plan

Le TRI est un indicateur de rentabilité financière qui tient compte des probabilités de survie et du régime fiscal. Nous distinguons J sous-groupes indicés par la lettre j qui diffèrent par le sexe, la catégorie sociale et la tranche marginale d'imposition. La probabilité de survie du groupe j entre la date 0 et la date t est notée p_t^j . Les cotisations sont déductibles du revenu imposable et génèrent chaque année des économies d'impôt pour un montant $\alpha^j S_t$ où α^j est le taux d'imposition marginal de la catégorie j supposé constant pendant la vie active. La rente perçue pendant la retraite est ensuite imposée au taux β^j .

Le TRI pour la catégorie j est noté ρ^j . Il représente le taux d'intérêt qui égalise la somme actualisée espérée des décaissements et celle des encaissements. Par convention, les flux sont actualisés à la date de démarrage de la rente.

$$\sum_{t=-L}^{-1} (1 + \rho^j)^{-t} (1 - \alpha^j) S_t = \sum_{t=0}^{T-1} (1 + \rho^j)^{-t} p_t^j (1 - \beta^j) A_t \quad (3)$$

A titre de référence, le TRI est égal au rendement financier des actifs placés dans le plan en l'absence de fiscalité, de frais prélevés par l'assureur et d'hétérogénéité des probabilités de décès: $\rho^j = r$ si et $p_t^j = \bar{p}_t \forall j$. L'assureur se borne dans ce cas à reverser sous forme d'annuités la somme capitalisée des versements.

Il existe au moins une deuxième mesure du bénéfice retiré par le plan d'épargne. La *valeur actualisée espérée* du plan est la somme actualisée des gains fiscaux et des rentes nettes d'impôts. L'actualisation est faite à la date de souscription du plan :

$$VA(j) = \sum_{t=-L}^{-1} (1 + r)^{-t} \alpha^j S_t + (1 + r)^{-L} \sum_{t=0}^{T-1} (1 + r)^{-t} p_t^j (1 - \beta^j) A_t \quad (4)$$

Contrairement au TRI, cette mesure ne prend pas en compte les versements, lesquels sont cependant identiques par hypothèse d'un groupe à l'autre. Nous utiliserons ponctuellement cet indicateur dans la suite à des fins de comparaison.

Les deux manières de calculer le rendement ne sont toutefois que des estimations du bénéfice réel retiré par le souscripteur puisque les deux critères supposent la neutralité face au risque de l'épargnant. Une mesure plus complète du bénéfice devrait inclure une prime d'assurance provenant du fait qu'un produit d'annuités protège les individus contre le risque d'épuiser leurs ressources s'ils vivent suffisamment longtemps. Le calcul du TRI et de la valeur actualisée espérée permet toutefois d'obtenir une première évaluation de l'attractivité financière du plan qui se prête à des comparaisons simples entre catégories sociales et entre sexes.

III Valeurs des paramètres

Nous considérons la situation d'un épargnant qui verse $S_t = 500$ euros par an, ce qui représente environ la moyenne des versements observés en 2005. La date de conversion de l'actif en rentes est celui de l'âge de départ à la retraite. L'âge retenu pour la simulation est de 60 ans.

Le rendement

Nous faisons abstraction des aléas de rendement inhérents à un système par capitalisation en retenant un rendement brut r constant au cours du temps. Ce choix est motivé par plusieurs raisons. Premièrement, la part des actions dans l'encours total géré par les gestionnaires reste limitée en moyenne à 20%, le reste étant principalement investi sous forme d'obligations (Marini, 2006). Deuxièmement, le risque financier qui subsiste au moment de la sortie en rente est minimisé par un mécanisme de sécurisation progressive des fonds, qui conduit

l'épargnant à investir en proportion croissante son capital dans des actifs sans risques à mesure que la date de sortie s'approche. Enfin comme nous le verrons dans l'exercice de robustesse, le niveau de rendement lui-même a un impact négligeable sur les écarts de rendement. Nous choisissons un rendement brut égal à 4%.

Les frais

Il existe des frais de versement qui s'échelonnent entre 0 à 5% selon les contrats, et des frais de gestion prélevés sur l'épargne gérée qui s'établissent entre 0,5 et 1% en moyenne.² Nous choisissons un taux de 4% pour les frais de versement (noté δ dans l'équation 1) et un taux de 0,9% pour les frais de gestion (noté τ dans l'équation 1). Ces valeurs correspondent à la moyenne des frais constatés en 2005 sur la base de 55 contrats commercialisés (La vie financière, mai 2005).

La fiscalité

Les cotisations sont déductibles de l'impôt sur le revenu. Pendant la phase de constitution de l'épargne, les produits capitalisés des avoirs gérés ne sont pas soumis aux prélèvements sociaux. Les rentes viagères sont imposées dans le cadre général de l'impôt sur le revenu au titre des pensions. Elles sont également soumises à la CSG et la CRDS dont les taux sont respectivement de 6,6% et 0,5 %. Une fraction de la CSG égale à 4,2 % est déductible du revenu imposable. Nous prenons le barème pour les revenus perçus en 2006. Les taux applicables sont par ordre croissant de 0%, 5,5%, 14%, 30% et 40%.

Les tables de mortalité

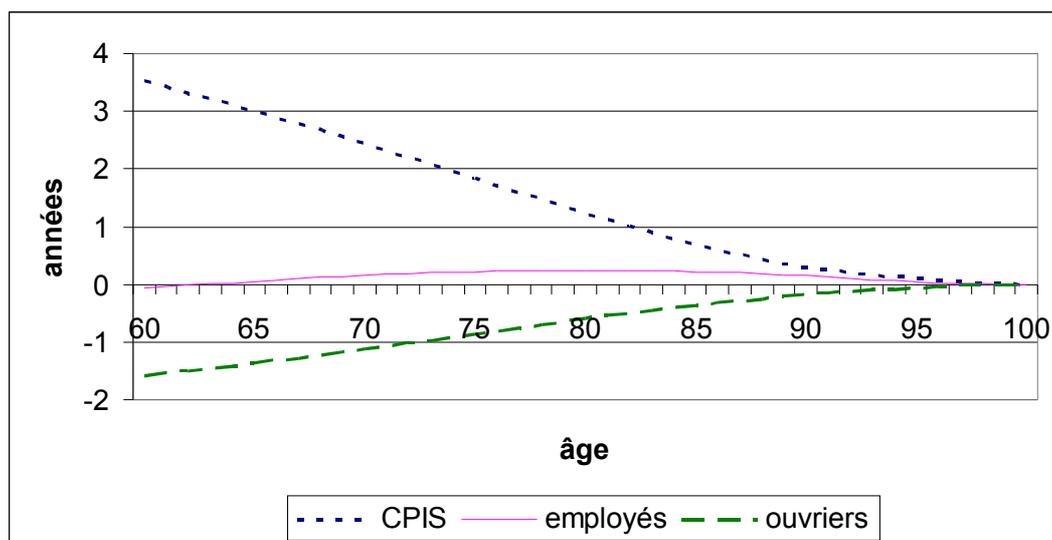
Pour déterminer le montant des annuités, les assureurs se réfèrent aux tables prospectives masculine et féminine TGH05 et TGF05 applicables depuis le 1er janvier 2007. Elles sont construites à partir des taux de mortalité observés entre 1994 et 2004 d'une population de deux millions de souscripteurs de produits de rentes. Les tables étant définies par génération, nous avons retenu la génération née en 1950.

Les tables réglementaires permettent le calcul des taux de conversion du capital en rente la première année. En prenant un âge de conversion de 60 ans, les taux de conversion sont calculés à partir de l'équation (2). Ils sont de 3,07% pour les femmes et de 3,45% pour les hommes. Le taux de conversion est plus faible pour les femmes en raison d'une espérance de vie supérieure à celle des hommes. La séparation des tables par sexe permet ainsi de rapprocher la tarification de l'assureur du coût actuariel des contrats.

Les tables TGH05 et TGF05 ne sont pas différenciées par catégorie sociale. Nous utilisons pour cela les tables décrites dans Robert-Bobée et Monteil (2005), produites à partir de l'Echantillon Démographique Permanent (EDP) de l'Insee pour la population décédée au milieu des années quatre-vingt-dix. Nous limitons notre étude à trois professions et catégories sociales (PCS): les ouvrier(e)s, les employé(e)s et les cadres et professions intellectuelles

² Des frais non pris en compte dans les simulations sont également facturés en cas d'arbitrage d'un fonds à un autre, en moyenne de 0,5 à 1%. Il existe également des frais de transfert en cas de changement d'assureur, d'un montant maximal de 5%. Enfin, des frais de dossier à l'adhésion peuvent être appliqués et sont compris entre 10 et 50 euros en moyenne.

supérieures (CPIS dans la suite). Ces trois catégories ont été choisies pour leurs profils de mortalité contrastés (cf. graphique I pour la population masculine).



Graphique I : les écarts d'espérance de vie des hommes par rapport à celle de la population masculine générale (source : échantillon démographique permanent de l'INSEE)

Les tables par PCS ne peuvent être directement utilisées dans l'exercice de simulation car elles sont fondées sur des données rétrospectives de mortalité et ne reflètent pas la mortalité des générations qui partent à la retraite dans les années à venir. De plus, elles ne tiennent pas compte de la sous-mortalité traditionnellement observée au sein de la clientèle des assureurs. Ces deux défauts conduisent à sous-estimer la longévité de la population des souscripteurs. Pour ces raisons, nous utilisons les tables prospectives par génération TGH05 et TGF05 que nous différencions par PCS. Nous recalculons à cette fin les probabilités de survie par PCS de telle manière à ce que les écarts d'espérance de vie à chaque âge entre chaque PCS et la population générale (TGH05 ou TGF05 selon le sexe) soient égaux aux écarts observés au même âge dans les données de l'EDP de l'INSEE (voir le détail des calculs en annexe).

IV Les inégalités de rendement

Nous commençons par présenter le rendement d'un plan pour les trois PCS étudiées en retenant les régimes d'imposition suivants:

- cadres et professions intellectuelles supérieures (CPIS) dont le taux marginal d'imposition passe de 0,4 à l'âge actif à 0,3 pendant la retraite,
- employé(e)s dont le taux passe de 0,14 à 0,05,
- ouvrier(e)s dont le taux est égal à 0 à tous les âges.

D'autres combinaisons fiscales sont évidemment possibles pour chaque PCS. Nous nous bornons dans cette étude à exposer quelques situations types réalistes et qui permettent d'éclairer l'ampleur des inégalités de rendement.

Pour un rendement brut de 4%, une cotisation annuelle de 500 euros pendant 20 ans conduit le jour du départ à la retraite à la perception d'une rente de 636 euros pour les hommes et de 511

euros pour les femmes. Le niveau de la rente progresse par la suite au rythme annuel de 2,7% impliquant un doublement de la rente à 86 ans.

Le tableau 1 présente les écarts de rendement obtenus dans les différentes situations en prenant comme valeur de référence le rendement obtenu par les CPIS hommes:

en pourcent	hommes	femmes
CPIS	3,54	- 0,30
employé(e)s	- 0,57	- 0,51
ouvrier(e)s	- 1,09	- 0,98

Tableau 1: les écarts de rendement

Le rendement est inférieur à la rentabilité brute du capital (4%) pour toutes les catégories sociales et les sexes, en raison des frais prélevés par les gestionnaires du fonds et des contributions CSG/CRDS. Le rendement interne du PERP diffère cependant sensiblement d'une catégorie sociale à l'autre. Les CPIS masculins perçoivent ainsi un rendement net de 3,54% contre $3,54 - 1,09 = 2,45\%$ pour les ouvriers. Cet écart de plus d'un point provient des différences de mortalité combinées à une fiscalité plus favorable pour les CPIS. Comparé aux CPIS masculins, la population féminine perd en rentabilité dans des proportions similaires à ce que perdent leurs homologues masculins soit environ un demi point pour les employées et un point pour les ouvrières.

Les écarts entre les PCS sont moindres pour les femmes que pour les hommes. L'écart de rendement entre les CPIS et les ouvriers est de 0,68 point pour les femmes. Cette moindre amplitude provient de différences de mortalité plus modérées. Ainsi, d'après la mortalité par sexe et âge observée au milieu des années quatre-vingt-dix, l'espérance de vie à 60 ans des femmes CPIS dépasse de deux ans celle des ouvrières, contre un écart de cinq ans entre les hommes cadres et les ouvriers.

Les comparaisons hommes/femmes par PCS montrent que les CPIS féminines perdent en rendement par rapport à leurs homologues masculins alors que les catégories d'ouvrières et d'employées perçoivent un rendement équivalent. La population féminine de ces deux dernières catégories sont désavantagée par un taux de conversion plus faible mais vivent plus longtemps (cf. tableau 2), ce qui rétablit une équivalence actuarielle approximative. Seules les femmes CPIS conservent un désavantage en raison d'un écart d'espérance de vie avec leurs homologues masculins insuffisant.

	hommes	femmes	écart
CPIS	83,5	86,5	3
employé(e)s	80	85,7	5,7
ouvrier(e)s	78,5	84,5	6

tableau 2 : espérances de vie à 60 ans
(source : échantillon démographique permanent de l'INSEE)

Les écarts de TRI présentés nous renseignent sur les transferts financiers à l'œuvre entre les groupes de souscripteurs. Nous pouvons comparer ces résultats avec les valeurs actualisées espérées dont la formule est présentée dans la section 3 (équation 4). Le tableau 3 indique la somme actualisée des annuités et des économies d'impôt issues d'un plan souscrit pendant

vingt ans. Les valeurs entre parenthèses fournissent les écarts par rapport au gain des CPIS masculins.

en euros	hommes	femmes
CPIS	8219	7799 (-5,1%)
employé(e)s	7372 (-10,3%)	7468 (-9,1%)
ouvrier(e)s	6408 (-22,0%)	6543 (-20,4%)

Tableau 3: la valeur actualisée espérée du plan

Un homme CPIS versant 500 euros par an pendant 20 ans peut espérer recevoir en contrepartie la somme actualisée totale de 8219 euros d'annuités et d'économies d'impôt. En comparaison, les employés hommes ou femmes ont un gain espéré inférieur d'environ 10% et les ouvriers d'environ 20%. Les résultats trouvés sont cohérents avec ceux du tableau 1. Un point de taux de rendement interne en moins équivaut à une baisse d'environ 20% de gain espéré.

V Robustesse

Les résultats précédents reposent sur une hypothèse de rendement de 4%. Il est donc important de vérifier si les écarts de rendement trouvés sont sensibles à d'autres valeurs de ce paramètre. Sur la période d'après-guerre, le rendement réel moyen des obligations était en France de 4,6%, celui des actions de 6,2% (Mendez et al., 2005). Si nous choisissons un rendement brut r de 6% au lieu des 4% retenus jusque là, les TRI augmentent uniformément de deux points pour chaque profil, laissant inchangés les écarts de rentabilité (tableau 4).

en pourcent	hommes	femmes
CPIS	5,54	- 0,30
employé(e)s	- 0,57	- 0,51
ouvrier(e)s	- 1,09	- 0,98

Tableau 4: écarts de rendement pour $r = 6\%$

Le niveau de rendement brut choisi n'a donc pas d'impact sur les écarts de rendement. Les résultats présentés sont par conséquent robustes à une variation de l'unique valeur libre des paramètres du modèle. Nous pouvons maintenant nous intéresser aux déterminants des inégalités de rendement et à leur importance quantitative.

VI L'impact de la mortalité différentielle

Les inégalités de rendement sont principalement le produit d'une mortalité et d'une fiscalité différentielles³. Nous commençons par nous intéresser au premier facteur. Les épargnants dont l'espérance de vie est supérieure bénéficient en moyenne d'un transfert financier plus important que ceux dont la longévité est plus faible. Parmi les hommes par exemple, sur 100 personnes âgées de 60 ans, 68 appartenant à la catégorie des CPIS survivent après 80 ans. Ils ne sont que 52 pour les employés et 45 pour les ouvriers. Afin d'estimer la part des inégalités de rendement attribuables aux seules inégalités d'espérance de vie, nous neutralisons l'effet de

³ Des variantes non reproduites montrent que les frais de gestion et le choix d'un taux technique supérieur à 0 ont un impact respectivement nul et négligeable sur les écarts de rendement entre catégories.

la fiscalité en choisissant pour toutes les catégories un taux d'imposition unique passant de 14% pendant la vie active à 5% à la retraite⁴ (entre parenthèses les valeurs du modèle de référence du tableau 1):

en pourcent	Hommes	Femmes
CPIS	3,40 (3,54)	- 0,29 (- 0,30)
employé(e)s	- 0,43 (- 0,57)	- 0,37 (- 0,51)
ouvrier(e)s	- 0,64 (- 1,09)	- 0,51 (- 0,98)

Tableau 5: impact de la mortalité différentielle

L'écart entre les CPIS hommes et les ouvriers passe de 1,09 point de rendement à 0,64 point. Les écarts de rentabilité restent significatifs malgré l'application d'une fiscalité uniforme. L'impact de la mortalité est dans l'ensemble un peu plus faible pour les femmes. Au total, les inégalités de rendement attribuables aux différences de mortalité expliquent entre la moitié et les trois quart de l'écart total selon les catégories.

VII L'impact de la fiscalité

Quel est l'impact de la fiscalité sur les écarts de rendement ? Pour répondre à cette question, nous devons faire abstraction des différences d'espérance de vie, ce qui est fait en retenant une table de mortalité unique (TGH05, génération née en 1950). Afin de calculer un rendement pour chaque tranche fiscale, il convient de distinguer les épargnants qui restent dans la même tranche d'imposition au passage à la retraite de ceux qui descendent d'une tranche fiscale. Considérons en premier les souscripteurs restant dans la même tranche d'imposition. Les taux de rendement sont les suivants:

taux d'imposition	T.R.I
0 → 0	2,80
0,05 → 0,05	2,79
0,14 → 0,14	2,78
0,3 → 0,3	2,76
0,4 → 0,4	2,74

Tableau 6: taux d'imposition uniforme sur le cycle de vie

Ainsi, un individu dont le taux d'imposition marginale est de 14% à tous les âges de la vie bénéficie d'un rendement de 2,78%.⁵ Le gain fiscal est beaucoup plus net mais aussi plus variable si l'individu descend d'une tranche fiscale au passage à la retraite (tableau 7).

taux d'imposition	T.R.I
0,05 → 0	2,99
0,14 → 0,05	3,11
0,3 → 0,14	3,46

⁴ La sélection d'un taux d'imposition uniforme plutôt que décroissant sur le cycle de vie ne changerait les résultats qu'à la marge.

⁵ Le taux de rendement devrait en théorie être indépendant du niveau d'imposition. Il suffit pour le voir de reprendre l'équation (3) du rendement et de poser $\alpha^j = \beta^j$ avec p_t^j commun à toutes la catégories. Les rendements du tableau 6 diffèrent en réalité légèrement en raison des prélèvements sociaux sur les rentes qui ne sont pas intégralement déductibles de l'impôt sur le revenu. Cet élément explique la légère progressivité de l'impôt observée.

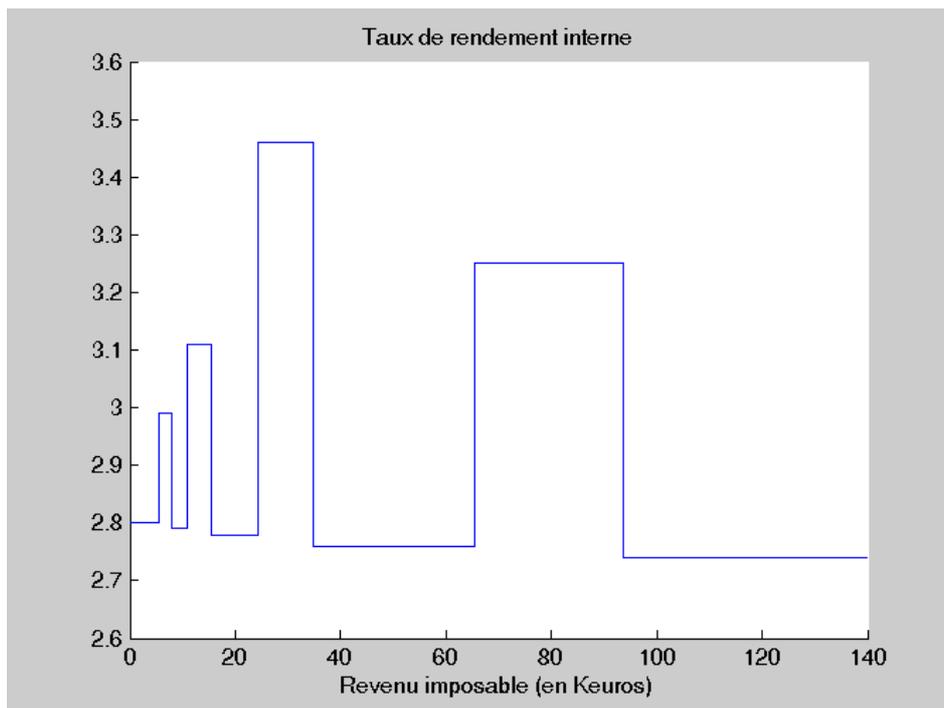
0,4 → 0,3	3,25
-----------	------

Tableau 7: taux d'imposition décroissant sur le cycle de vie

A titre d'illustration, un individu dont le taux d'imposition marginal passe de 14% pendant la vie active à 5% pendant la retraite bénéficie d'un rendement de 3,11%. L'ampleur du gain fiscal ne dépend pas du niveau d'imposition, mais de l'écart entre le taux d'imposition avant et pendant la retraite. Il est ainsi maximum pour les personnes passant d'un taux marginal de 30% à 14%.

Nous pouvons mieux visualiser l'impact de la fiscalité sur le rendement en reliant ce dernier aux tranches de revenu auxquels s'applique le barème d'imposition. Nous supposons que le revenu imposable baisse de 30% après la retraite et faisons abstraction des changements de composition du ménage entre la période d'activité et la retraite. L'augmentation du nombre de parts due à la présence d'enfants pendant la période active aurait pour effet d'élargir les intervalles de revenu pour lesquels le taux marginal reste inchangé au passage à la retraite. De même, la sélection d'un taux de remplacement de 60% au lieu de 70% ne change pas non plus les résultats qui suivent, au moins qualitativement.

Le graphique II reprend les valeurs des tableaux 6 et 7 et relie le rendement du plan au revenu imposable pendant la période d'activité.



Graphique II: la relation entre le revenu et le rendement de l'épargne

A titre d'exemple, une personne dont le revenu imposable est de 20 000 euros pendant la période d'activité obtient un revenu imposable de 14 000 euros pendant la retraite (70% de 20000 euros). L'application du barème d'imposition⁶ entraîne un taux de 14% avant et après la

⁶ Le barème pour les revenus perçus en 2006 est le suivant: 0% pour un revenu inférieur à 5516 euros, 5% pour un revenu compris entre 5516 et 10846 euros, 14% pour un revenu entre 10846 et 24432 euros, 30% pour un revenu entre 24432 et 65559 euros et 40% pour un revenu supérieur à 65559 euros.

retraite. Le rendement en ordonnée est donc de 2,78% (tableau 6). Pour un revenu d'activité s'élevant à 30000 euros, le taux d'imposition passe à 30% pendant la vie active mais reste à 14% pendant la retraite. Le rendement correspondant est de 3,46% (tableau 7). Notons que la relation présentée est valide pour un versement marginal. Le calcul du rendement pour l'acquisition d'un plan de plus grande taille aurait pour effet de lisser légèrement la courbe.

Le gain fiscal se concentre sur les segments de la population qui font l'expérience d'une baisse du taux d'imposition à la retraite. Les ménages qui bénéficient de la chute la plus forte (de 30% à 14%) sont les plus avantagés. Les ménages dont le revenu imposable reste supérieur à 65 000 euros après la retraite sont les plus désavantagés par la fiscalité. Ce résultat relativise fortement l'assertion commune selon laquelle la fiscalité du PERP le destine en priorité aux catégories de la population fortement imposables.⁷

La fiscalité a dans l'ensemble un impact significatif sur les inégalités de rendement. Elle peut introduire des écarts de rendement entre deux régimes fiscaux allant jusqu'à 0,72 point. Une telle amplitude de rendement est comparable à celle créée par les différences d'espérance de vie présentée dans le tableau 5. La relation qu'introduit la fiscalité n'introduit pas une relation systématique entre le rendement net et le revenu. En particulier, et contrairement à une idée répandue, la relation ne peut être qualifiée de régressive. La fonction réelle assignée à la fiscalité semble en réalité difficile à cerner dans le cas présent. Ce résultat contraste avec la volonté initiale du législateur qui souhaitait faire du PERP un produit à destination des revenus supérieurs.

Ce dernier constat soulève la question du régime d'imposition le plus adapté pour les produits d'épargne avec sortie en rentes. De manière générale, cette question renvoie aux travaux sur la taxation optimale du capital (voir par exemple Bernheim, 1999), mais peu de travaux se sont penchés spécifiquement sur la taxation des produits de rentes. Une exception est fournie par Brunner et Pech (2006) qui montrent que la taxation à la sortie plutôt qu'à l'entrée revient à transférer une part de la charge fiscale vers les épargnants dont l'espérance de vie est la plus longue puisque ces derniers seront taxés plus longtemps en moyenne.

Les comparaisons internationales suggèrent l'existence de deux régimes polaires, une taxation « à l'entrée » qui impose les versements pendant la vie active et exonère les annuités, et une taxation « à la sortie » qui exonère les versements et impose les annuités (Whitehouse, 1999). La fiscalité du PERP est un exemple de taxation à la sortie. Le présent article montre que la taxation à la sortie adoptée par le PERP interagit avec le régime d'imposition du revenu et conduit à des rendements qui fluctuent en fonction du passage ou non à une tranche fiscale inférieure.

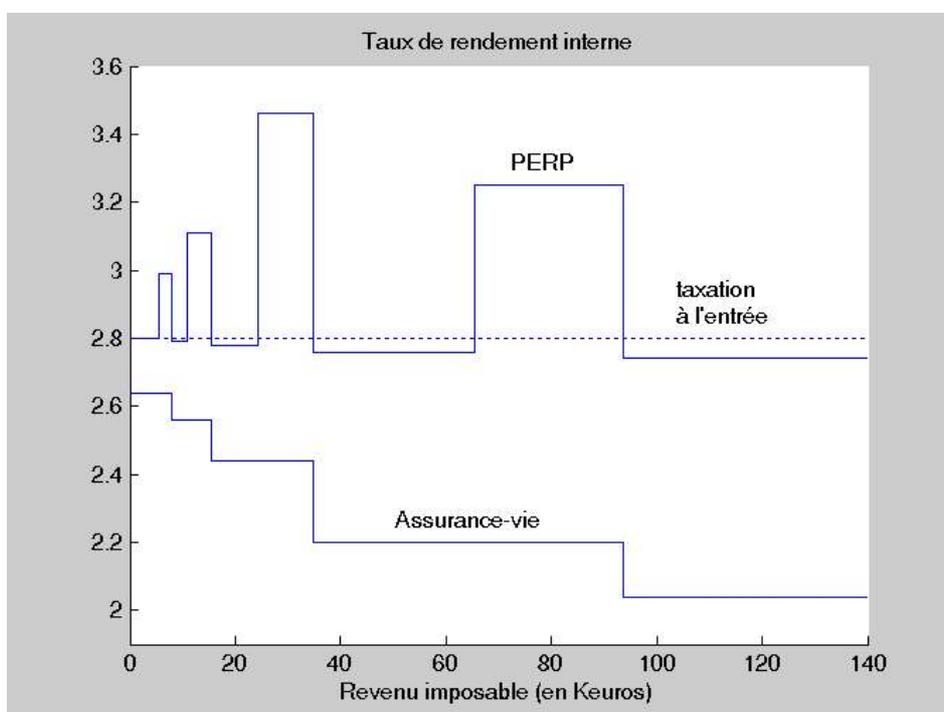
Nous pouvons comparer ce résultat avec la situation hypothétique dans laquelle l'épargne serait taxée à l'entrée plutôt qu'à la sortie. Les cotisations ne sont plus déductibles de l'impôt sur le revenu et les rentes viagères sont ensuite exonérées mais restent imposées au titre de la CSG et de la CRDS au même taux que pour le PERP. Le rendement de ce produit fictif est indépendant du taux marginal d'imposition puisque le montant de l'impôt ne dépend pas des

⁷ Nous pouvons ainsi lire dans le Rapport relatif à la commercialisation des produits financiers remis le 21 novembre 2005 au ministre de l'Economie, des finances et de l'industrie (p10) : « Alors que [le PERP] ne présente un réel avantage fiscal à l'entrée que pour les personnes significativement imposables à l'impôt sur le revenu, les chiffres transmis à la mission par la direction générale des impôts montrent que, en 2004, 18 % des détenteurs de PERP n'étaient pas assujettis à cet impôt. »

choix d'épargne. Les simulations avec une mortalité homogène montrent un rendement égal à 2,8% quelle que soit la tranche de revenu (cf. graphique III, courbe en pointillés). Notons toutefois que le TRI augmenterait avec le revenu si nous prenions en compte la corrélation positive entre le revenu et l'espérance de vie.

Il est également instructif de comparer l'impact de la fiscalité du PERP avec ceux de l'assurance vie. Les produits d'assurance vie prévoient en effet une sortie optionnelle sous forme de rente viagère. Mais contrairement au PERP dont la taxation est différée jusqu'à l'âge de la retraite, les cotisations sont imposées pendant la vie active. Les rentes versées sont ensuite partiellement exonérées. La fraction imposable des rentes viagères est de 40 % pour un âge de liquidation compris entre 60 et 69 ans. La rente est également soumise aux prélèvements sociaux (11%) dont la CSG qui est partiellement déductible à hauteur de 5,1%.

Nous répétons l'exercice précédent avec le régime fiscal de l'assurance vie et en supposant que ces produits délivrent un rendement brut identique à ceux du PERP. Cette hypothèse est réaliste dans la mesure où les gestionnaires offrent des supports financiers similaires pour les deux produits.



Graphique III: comparaison avec la fiscalité de l'assurance vie et avec un régime de taxation à l'entrée (en pointillé)

La fiscalité de l'assurance vie est plus lourde que celle du PERP pour deux raisons. Premièrement, les prélèvements sociaux qui pèsent sur les rentes sont plus importants : 11% pour l'assurance vie contre environ 7% pour le PERP. Deuxièmement, l'assurance vie taxe doublement les revenus épargnés : à l'entrée et à la sortie puisque 40% des annuités sont assujettis à l'impôt sur le revenu. Cette double taxation explique pourquoi le rendement de l'assurance vie décline avec le revenu imposable (graphique III).

Si la double taxation de l'assurance vie grève le rendement moyen, le caractère progressif de la fiscalité compense partiellement les inégalités de rendement dues aux inégalités d'espérance de vie. Le tableau 8 présente les six situations types dans le cas de la fiscalité de l'assurance vie. Les écarts de rendement entre groupes se resserrent considérablement sous l'effet de la fiscalité (entre parenthèses, les valeurs avec la fiscalité du PERP).

en pourcent	hommes	femmes
CPIS	2,50 (3,54)	- 0,26 (- 0,30)
employé(e)s	- 0,08 (- 0,57)	- 0,01 (- 0,51)
ouvrier(e)s	- 0,22 (- 1,09)	- 0,11 (- 0,98)

Tableau 8: les effets sur les TRI de la fiscalité de l'assurance vie

Le caractère progressif de la fiscalité ne compense toutefois pas complètement les effets de la mortalité différentielle puisque les CPIS hommes continuent de bénéficier d'un rendement légèrement plus important en moyenne. Un système de double taxation (à l'entrée et à la sortie) comme celui de l'assurance vie a donc l'inconvénient d'offrir des niveaux faibles de rendement mais permet en contrepartie de compenser les inégalités de rendement provenant des différences d'espérance de vie.

Références

Bernheim, B. D. (1999) « Taxation and Saving » *document de travail NBER* n°7061.

Bommier A., Magnac T., Rapoport B. et M. Roger (2005) « Droits à la retraite et mortalité différentielle » *Economie & Prévision* n°168, 1-16.

Brunner J. K., S. Pech (2006) « Optimum Taxation of Life Annuities" *document de travail CESifo* n°1642.

Brown, J. R. (2003) « Redistribution and Insurance: Mandatory Annuitization with Mortality Heterogeneity » *Journal of Risk and Insurance*, 70 (1), 17-41.

Brown, J. R., M. J. Warshawsky (2001) « Longevity-Insured Retirement Distributions from Pension Plans: Market and Regulatory Issues » *document de travail NBER* n°8064.

Burrigand C. (2006) « L'épargne retraite en 2004 » Etudes et résultats 518, septembre.

COR (2006) « Retraites : perspectives 2020 et 2050 », mars.

Coronado J. L., Fullerton D. et T. Glass (2000) « The Progressivity of Social Security » *document de travail NBER* n°7520.

Gaudemet, J.-P. (2001) « Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères en vue de la retraite : une diffusion limitée », *Economie et statistique* n°348, pp. 81-106.

Robert-Bobée I. et C. Monteil (2006) « Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs: quelles différences entre les femmes et les hommes ? » *Économie et Statistiques* n°398-399 pp.11-31.

Robert-Bobée I. et C. Monteil (2005) « Quelles évolutions des différentiels sociaux de mortalité pour les femmes et les hommes ? » *Document de travail INSEE* n°F0506.

Marini P. (2006) Rapport d'information n°486 fait au nom de la Commission des Finances, du contrôle budgétaire et des comptes économiques de la Nation sur l'épargne retraite.

Mendez R., Ragot L., G. Marlier (2005) « Une évaluation des risques de la capitalisation en France » *document de travail Eureka* Université de Paris 1.

Whitehouse E. (1999) « The Tax Treatment of Funded Pensions » *document de travail de la Banque Mondiale* n°9910.

Woerth E. (2003) Rapport d'information n°858 fait au nom de la Commission des Finances, de l'Economie Générale et du Plan sur l'épargne retraite.

Annexe 1 : le calcul des tables de mortalité par PCS

Cette annexe décrit comment des tables différenciées par PCS sont générées à partir des tables prospectives d'expérience TGH05 et TGF05 et des tables rétrospectives par PCS issues de l'EDP de l'INSEE. Les tables ainsi calculées ont les propriétés souhaitées de reproduire les écarts d'espérance de vie observés entre les PCS par sexe tout en conservant l'espérance de vie à chaque âge des tables TGH05 ou TGF05.

Définissons $q(t, s, x)$ la probabilité de survie issue de l'EDP de l'INSEE à l'âge t pour la PCS x et le sexe s conditionnellement à la survie à 60 ans. Nous pouvons en déduire $Q(t_0, s, x) = \{q(t, s, x), t = t_0, \dots, T\}$ la table de mortalité de ce groupe, à partir de l'âge t_0 ainsi que l'espérance de vie à l'âge t_0 , fonction de $Q(t_0, s, x)$. Définissons également l'espérance de vie à l'âge t_0 de la population générale de sexe s : $EV(Q(t_0, s))$ issu de la même source. Nous pouvons en déduire l'écart d'espérance de vie à chaque âge après 60 ans entre chaque PCS et la population générale: $EV(Q(t_0, s, x)) - EV(Q(t_0, s))$. Finalement définissons par $T(t_0, s)$ les tables de mortalité par sexe TGH05 ou TGF05. L'espérance de vie à chaque âge associé à ces tables est notée $EV(T(t_0, s))$.

Nous construisons alors une nouvelle table $P(t_0, s, x) = \{p(t, s, x), t = t_0, \dots, T\}$. Cette table est calculée de telle manière que l'écart entre l'espérance de vie impliquée à chaque âge (notée) et l'espérance de vie au même âge et par sexe observée dans les tables TGH05 ou TGF05 réplique l'écart entre l'espérance de vie de chaque PCS et celle de la population générale des tables issus de l'EDP:

$$EV(P(t_0, s, x)) - EV(T(t_0, s)) = EV(Q(t_0, s, x)) - EV(Q(t_0, s)) \quad t_0 = 60, \dots, T$$

Les tables $P(t_0, s, x)$ par sexe et par catégories sociales ainsi construites sont ensuite utilisées dans les simulations.