

Épargne retraite et redistribution¹

Alexis Direr²

Le plan d'épargne retraite populaire (PERP), mis en place en 2003, occupe une place centrale dans le dispositif d'épargne retraite par capitalisation en France avec plus de deux millions d'adhérents. Nous étudions son caractère redistributif en calculant le rendement d'un plan d'épargne pour des situations types qui varient en fonctions de la catégorie sociale, du sexe et de la tranche d'imposition marginale. Le concept de rendement utilisé est le taux de rendement interne (TRI) qui égalise la somme espérée des versements à celle des souscriptions, en valeurs actualisées.

Les écarts de rendement sont plus marqués entre PCS qu'entre hommes et femmes : la plus grande longévité des femmes tend approximativement à rétablir l'égalité entre les sexes. Pour les hommes, l'écart de rendement entre les cadres et professions intellectuelles supérieures et les ouvriers est de 0,9 points. Un tel écart équivaut à une différence d'environ 17 % d'annuités et d'économies fiscales perçues par ces deux groupes. L'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 inégalités. Il introduit des écarts de rendement entre les tranches fiscales allant jusqu'à 3/4 de point. 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. Un régime fiscal alternatif consistant en une taxation partielle des versements aussi bien que des rentes assure une meilleure progressivité, mais grève en contrepartie le rendement, ce qui réduit l'attractivité de l'épargne retraite.

¹ Ce travail a été réalisé dans le cadre d'un financement ANR et 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 également les deux rapporteurs anonymes, tout en assumant la seule responsabilité du contenu de cet article.

² Université de Grenoble et Paris School of Economics, INRA. Adresse : LEA, 48 bd Jourdan 75014 Paris. Téléphone : 0143136374, courriel : direr@ens.fr.

Les difficultés croissantes de financement des systèmes de retraites par répartition ont conduit les gouvernements à promouvoir 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 la 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 remplacement³. 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'une liquidation à 65 ans, après 40 années de cotisations et à taux de cotisations constants entre 2003 et 2020, COR 2006)⁴.

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 de rentes viagères qui, en garantissant un revenu jusqu'au décès, préservent le niveau de vie des individus aux âges élevés. Un objectif secondaire est d'encourager l'investissement en actions aux rendements en général plus élevés que les produits obligataires (Marini, 2006).

Il existe d'autres produits d'épargne retraite comme les contrats dits « Loi Madelin » qui s'adressent aux indépendants ou le régime de retraite PREFON destinés aux salariés de la fonction publique. À la différence de ces produits qui ciblent une clientèle particulière, le PERP est un dispositif d'épargne qui s'adresse à l'ensemble de la population. Son introduction crée donc les conditions d'une diffusion des produits de rentes viagères en France, pays traditionnellement marqué par une désaffection à l'égard de tels placements (Gaudemet, 2001). Selon les données partielles collectées par la Fédération Française des Sociétés d'Assurance (FFSA), le nombre total de plans ouverts était de 2 millions au 31 décembre 2007. Sur plus long-terme, six à sept millions de français pourraient avoir souscrit à un PERP à l'horizon 2020 selon un rapport du Sénat sur l'épargne retraite (Marini, 2006). L'encours total reste encore limité, de l'ordre de 3,5 milliards d'euros en 2007⁵, mais progresse d'environ un milliard chaque année.

En permettant la déduction des versements de l'impôt sur le revenu, le législateur a souhaité encourager l'épargne retraite des catégories sociales supérieures. Ces catégories sont en effet celles 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 l'intérêt d'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 au 1er janvier 2007 (Direr et Roger,

³ Le taux de remplacement rapporte le montant de la pension au dernier revenu d'activité. Il fournit des informations sur le niveau des revenus qu'un régime de retraite accorde à ses retraités.

⁴ Notons cependant que l'objectif de pension minimum égale à 85 % du Smic net pour les individus ayant effectué une carrière complète devrait être reconduit au moins jusqu'en 2012.

⁵ Par comparaison, les produits d'assurance vie ont une capitalisation supérieure à 1000 milliards d'euros.

2009). 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 mensuel compris entre 900 et 3000 euros.

Le PERP tend ainsi à se diffuser dans l'ensemble des catégories sociales alors même que son rendement varie en fonction des différences d'espérance de vie et des barèmes fiscaux. Il importe en conséquence de mieux comprendre les caractéristiques redistributives d'un produit d'épargne qui lie de façon irréversible les cotisants jusqu'à leur décès.

On se propose 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 à l'espérance de vie supérieure. De plus, contrairement aux systèmes publics de retraite qui compensent ces inégalités par des taux de remplacement dégressifs en fonction du salaire, la fiscalité des contrats de PERP semble les aggraver en permettant la déduction fiscale des versements en proportion du taux d'imposition marginal. Il apparaît donc important d'appréhender l'ampleur des redistributions opérées par ce dispositif d'épargne. Nous nous demanderons en particulier quels écarts de rendement sont respectivement imputables aux différences de mortalité et à la fiscalité.

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 intéressées à ses implications en terme d'inégalités de rendement pour les souscripteurs. 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 régimes publics de retraite. Coronado *et al.* (2000) montrent sur données américaines que la prise en compte des écarts de mortalité par classe de revenu compense presque entièrement 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 annulé par la mortalité différentielle. Walraet et Vincent (2003) trouvent des transferts anti-redistributifs dus aux différentiels de mortalité de plus faible ampleur et concernant essentiellement la population masculine. Les études portant sur la retraite par capitalisation sont plus rares. De nombreux articles s'intéressent à la rentabilité des produits d'annuités pour un épargnant 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 États-Unis. Il montre que les afro-américains dotés d'un faible niveau d'instruction reçoivent un équivalent patrimonial de la rente inférieur de 20 % à la moyenne.

Le capital est transformé en rentes sur la base de critères réglementaires et économiques

La conversion d'un capital en un flux d'annuités est soumise à réglementation. Elle s'appuie sur un taux d'intérêt (ou taux technique) permettant d'actualiser les annuités futures et sur des tables de mortalité réglementaires différenciées par sexe (Journal officiel, 2006). Nous calculons un taux de conversion dans le cas d'un environnement sans incertitude sur le rendement du plan et avec une longévité stable. Les organismes d'assurance sont également contraints de redistribuer les bénéfices que le fonds d'investissement génère, bien qu'une liberté relative leur soit laissée quant à la date de redistribution. L'échelonnement dans le temps des annuités dépend donc en partie du choix des assureurs que nous modélisons à l'aide de deux hypothèses. Premièrement, 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 sur le plan légal à l'obligation d'isoler comptablement et juridiquement les actifs placés du reste du patrimoine des organismes gestionnaires. L'hypothèse retenue est un peu plus forte que l'obligation de cantonnement des actifs et exclut des transferts financiers entre générations, ce qui nous permet d'étudier la trajectoire patrimoniale d'une seule génération. Deuxièmement, le gestionnaire est supposé lisser le profil de la rente au cours du temps 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 technique qui entre dans la formule de calcul de la rente est fixé réglementairement à 0 (cf. encadré 1).

Encadré 1

LE CALCUL DES ANNUITÉS

Considérons un souscripteur de sexe $i=h,f$ 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 liquidation, puis bénéficie d'une rente A_t^i à partir de la date 0 jusqu'à son décès. L'horizon maximum de survie est noté T . 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. La fraction de la population qui survit entre la période 0 et la période t selon la table légale est notée p_t^h pour les hommes et p_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 :

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

avec r^* le taux technique contractuel. 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 impose un taux technique égal à 0. L'expression du taux de conversion devient alors :

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

Le taux d'intérêt r qui s'applique aux actifs étant supérieur au taux technique, 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 :

$$\begin{aligned}
V_{t+1} &= (1+r)(V_t - \bar{p}_t A_t) \\
A_t &= (1+g)^t A_0 \\
V_T &= 0
\end{aligned}
\tag{3}$$

où \bar{p}_t est la probabilité moyenne 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, d'où la contrainte terminale $V_T = 0$.

Le rendement financier du plan est mesuré par le taux de rendement interne

Afin d'évaluer le bénéfice retiré de la possession d'un PERP par chaque catégorie, nous calculons des taux de rendement interne (TRI). Le TRI représente le taux d'intérêt qui égalise la somme actualisée espérée des décaissements et celle des encaissements (cf. encadré 2). Les flux financiers sont calculés nets d'impôts. De plus, la probabilité de toucher une rente dépend directement des probabilités de survie. Le TRI est donc un indicateur qui tient compte du régime fiscal en vigueur et de l'espérance de vie. À titre de référence, le TRI est simplement égal au rendement financier des actifs placés dans le plan en l'absence de frais prélevés par l'assureur, de toute taxation et si la mortalité est homogène. L'assureur se borne dans ce cas à reverser sous forme d'annuités la somme capitalisée des versements. Une telle mesure du rendement est également utilisée par Mitchell *et al.* (1999).

Il existe 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 (cf. encadré 2). 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.

Encadré 2

LES INDICATEURS DE RENTABILITÉ

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 .

Par convention, les flux sont actualisés à la date de démarrage de la rente. Le TRI pour la catégorie j est noté ρ^j et est déterminé par la formule suivante :

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

La valeur actualisée espérée du plan (VA) est donnée par la formule suivante (les flux sont actualisés à la date de souscription du plan) :

$$VA(j) = \sum_{t=-L}^{-1} (1+r)^{-t} \alpha^j S_t + (1+r)^{-L} \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{-t} p_t^j (1-\beta^j) A_t \quad (2)$$

Ces 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 le mécanisme d'assurance fourni par la rente viagère qui 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 permettent toutefois d'obtenir une évaluation de l'attractivité financière du plan qui se prête à des comparaisons simples entre catégories sociales et entre sexes.

Le choix des paramètres rend compte du comportement moyen des épargnants et des assureurs

Nous considérons la situation d'un épargnant qui verse $S_t = 500$ euros par an, ce qui représente la moyenne des versements en 2005. Nous supposons que celui-ci ouvre un plan à l'âge de 40 ans qui est l'âge médian des détenteurs en 2004 (Burriland, 2006). 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 réel r constant au cours du temps. Il y a trois raisons à ce choix. Tout d'abord, 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). Par ailleurs, le risque financier qui subsiste au moment de la sortie en rente est minimisé par un mécanisme de sécurisation progressive du capital qui conduit l'épargnant à investir son capital dans des actifs sans risques en proportion croissante à mesure que la date de liquidation du plan s'approche. Enfin, comme nous le verrons dans l'exercice de sensibilité des résultats au choix des paramètres, 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 et 5 % selon les contrats. Les frais de gestion prélevés sur l'épargne gérée s'établissent entre 0,5 et 1 % en moyenne⁶. Nous choisissons un taux de 4 % pour les frais de versement (noté δ dans l'équation 1 de l'encadré 1) et un taux de 0,9 % pour les frais de gestion (noté τ dans l'équation 1 de l'encadré 1). Ces valeurs correspondent à la moyenne des frais constatés en 2005 sur la base de 55 contrats commercialisés (La vie financière, mai 2005).

⁶ 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 s'appliquer et sont compris entre 10 et 50 euros en moyenne.

La fiscalité

Les cotisations sont déductibles du revenu net global. 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 contribution sociale généralisée (CSG) et à la contribution au remboursement de la dette sociale (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. Les retraités non assujettis à l'impôt sur le revenu et non éligibles à la taxe d'habitation sont exonérés de cotisations sociales et les retraités non imposables mais éligibles à la taxe d'habitation cotisent à un taux de CSG réduit (3,8 % au lieu de 6,6 %). Nous supposons pour simplifier que tous les retraités non imposables sont exonérés de cotisations sociales. Nous prenons le barème appliqué aux 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. Ces taux de conversion sont calculés à partir de l'équation (2) de l'encadré 1 en choisissant un âge de la conversion égal à 60 ans. Ils sont de 3,07 % pour les femmes et de 3,45 % pour les hommes nés en 1950. Le taux de conversion est plus faible pour les femmes en raison d'une espérance de vie supérieure à celle des hommes. L'utilisation de tables différenciées selon le sexe permet ainsi de rapprocher la tarification de l'assureur du coût actuariel des contrats.

Les tables TGH05 et TGF05 ne comportent pas de différenciation selon la catégorie sociale. Pour introduire ce type de distinction, on utilise les tables décrites dans Robert-Bobée et Monteil (2005). Elles sont produites à partir de l'échantillon démographique permanent (EDP) de l'Insee et portent sur la population décédée au milieu des années quatre-vingt-dix. On se limite à trois professions et catégories sociales (PCS): les ouvrier(e)s, les employé(e)s et les cadres et professions intellectuelles supérieures (CPIS dans la suite). Ces trois catégories ont été retenues pour leurs profils de mortalité contrastés.

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 assureurs⁷. 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

⁷ Ce phénomène peut s'expliquer par le fait que les épargnants qui anticipent de vivre plus longtemps souscrivent plus fréquemment des produits de rentes viagères.

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 (le détail des calculs est donné en annexe).

Les écarts de rendement sont plus marqués entre PCS qu'entre hommes et femmes

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 (TMI) passe de 40 % à l'âge actif à 30 % pendant la retraite,
- employé(e)s dont le TMI passe de 14 % à 5 % (« TMI décroissant »),
- employé(e)s dont le TMI reste à 5 % à tous les âges (« TMI constant »),
- ouvrier(e)s dont le taux est égal à 0 % à tous les âges.

Nous nous bornons à présenter les TRI de ces quelques situations types dans la mesure où notre objectif est d'éclairer l'ampleur des inégalités de rendement en jeu. D'autres combinaisons fiscales sont évidemment possibles pour chaque PCS. La distinction de deux catégories à l'intérieur du groupe des employés a pour but d'étudier différentes situations fiscales. Remarquons qu'étant donné le faible écart de revenu entre la catégorie des employés et celle des ouvriers, les TMI de ces deux groupes devraient être en pratique proches ou identiques. De même, l'hypothèse de fixité du TMI pendant la vie active est une hypothèse simplificatrice. Le taux d'imposition est susceptible d'augmenter si les revenus d'activité augmentent avec l'âge ou quand les enfants quittent le foyer.

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 464 euros pour les hommes. La première annuité n'est que de 413 euros pour les femmes en raison d'un taux de conversion moins favorable. Le niveau de la rente progresse par la suite à un rythme annuel indiqué par le coefficient g de l'équation 3 de l'encadré 1. Il est de 3,1% pour les deux sexes impliquant un doublement de la rente à 83 ans.

Le rendement est inférieur à la rentabilité brute du capital (fixé à 4 %) pour toutes les catégories sociales et les sexes, en raison des frais prélevés par les gestionnaires du fonds et des contributions CSG/CRDS (cf. tableau 1). Le rendement interne du Perp diffère sensiblement d'une catégorie sociale à l'autre. L'écart maximum de rendement se trouve entre le groupe des CPIS masculins et celui des employés masculins dont le TMI reste égal à 5 % après la retraite. Les employés dont le TMI passe de 14 % à 5 % après la retraite (TMI décroissant) bénéficient d'un rendement un peu plus favorable en raison de la baisse du taux d'imposition après la retraite comme l'analyse de la fiscalité nous le confirmera. Les ouvriers perçoivent également un rendement légèrement supérieur au second groupe des employés en raison de l'exonération des charges sociales qui s'appliquent au titre des pensions. Cette exonération fait plus que compenser l'écart de mortalité entre les deux catégories. Rappelons toutefois que cette exonération s'appliquerait également aux employés non imposables, catégorie qui n'a pas été retenue ici.

Les écarts entre les PCS sont moindres pour les femmes que pour les hommes. L'écart de rendement entre les CPIS et le second groupe des employés est d'environ 9/10ème de point de rendement pour les hommes et d'un demi point de rendement (0,80 - 0,30) pour les femmes. Cette moindre amplitude provient de différences de mortalité plus modérées. À titre d'exemple, l'espérance de vie à 60 ans observé au milieu des années 90 des femmes cadres

dépasse de deux ans celle des ouvrières, contre un écart de cinq ans entre les hommes cadres et les ouvriers.

La plus grande longévité des femmes rétablit approximativement l'égalité entre les sexes

Au sein des CPIS, le rendement est plus faible pour les femmes que pour les hommes à PCS identique. L'écart est négligeable dans le cas des employés, alors que dans celui des ouvriers, les femmes bénéficient d'un surcroît de rendement d'environ 0,15 point.

Tableau 1
Taux de rendement interne par catégorie d'épargnant

	En %	
	Hommes (1)	Femmes (1)
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	3,54	3,24 (- 0,30)
Employés (TMI décroissant)	2,97 (- 0,57)	3,03 (- 0,51)
Employés (TMI constant)	2,66 (- 0,88)	2,74 (- 0,80)
Ouvriers	2,73 (- 0,82)	2,86 (- 0,68)
1. Entre parenthèses les écarts de rendement par rapport aux CPIS masculins		

Lecture : les employés masculins dont le TMI reste constant après la retraite bénéficient d'un TRI égal à 2,66 %, soit 0,88 point de rendement de moins que celui des CPIS masculins.

Les femmes vivent en moyenne plus longtemps mais sont désavantagées par un taux de conversion plus faible, ce qui rétablit une égalité actuarielle approximative entre les deux sexes (cf. tableau 2). Seules les femmes CPIS conservent un handicap en raison d'un écart d'espérance de vie insuffisant avec leurs homologues masculins.

Tableau 2
Espérance de vie à 60 ans selon la PCS et le sexe

	En années		
	Hommes	Femmes	Écart
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	23,5	26,5	3
Employés	20	25,7	5,7
Ouvriers	18,5	24,5	6

Lecture : les cadres et professions intellectuelles supérieures (CPIS) masculins ont une espérance de vie de 23,5 années à 60 ans. L'écart avec les CPIS féminins est de 3 ans.

Les écarts de TRI commentés jusqu'ici nous renseignent sur l'ampleur des redistributions à l'œuvre entre les groupes de souscripteurs. Nous pouvons comparer ces résultats avec les valeurs actualisées espérées (cf. encadré 2, équation (2)). Les ouvriers bénéficient d'un rendement légèrement supérieur à celui des employés avec TMI constant. Les deux groupes ne bénéficient d'aucun avantage fiscal substantiel en raison de la constance du TMI sur le cycle de vie, mais les ouvriers par hypothèse non imposables sont exonérés des prélèvements sociaux qui s'appliquent aux rentes (cf. tableau 3). Les résultats trouvés sont cohérents avec ceux du tableau 1. Un demi point de taux de rendement interne en moins équivaut à une baisse d'environ 10 % de gains espérés.

Tableau 3

Valeur actualisée espérée du plan pour chaque catégorie d'épargnant

En euros

	Hommes (1)	Femmes (1)
Cadres et prof. int. sup.(CPIS)	8219	7799 (- 5,1)
Employés (TMI décroissant)	7372 (- 10,3)	7468 (- 9,1)
Employés (TMI constant)	6791 (- 17,4)	6886 (- 16,2)
Ouvriers	6897 (- 16,1)	7111 (- 13,5)
1. Entre parenthèses les écarts en % par rapport à la valeur actualisée des CPIS masculins.		

Lecture : on suppose conformément à nos hypothèses que les souscripteurs versent 500 euros par an pendant 20 ans. Dans ces conditions, les employés hommes dont le TMI reste constant après la retraite bénéficient d'une valeur actualisée espérée du plan égale à 7 372 euros soit 10,3 % de moins que ce dont bénéficient les CPIS hommes.

Des résultats robustes par rapports aux hypothèses retenues

Le modèle qui vient d'être décrit repose sur un cadre simplifié et certaines hypothèses dont il convient d'évaluer l'influence sur les résultats trouvés.

Par rapport au taux de rendement interne

Nous avons supposé un rendement de 4 %. Les écarts de rendement trouvés sont-ils 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 réel de 6 % au lieu du taux de 4 % retenu jusque là, les TRI augmentent uniformément de deux points pour chaque profil (cf. tableau 4). La variation du taux d'intérêt laisse par conséquent inchangés les écarts de rentabilité.

Tableau 4

Taux de rendement interne par catégorie d'épargnant pour un rendement réel de 6 %

En %

	Hommes (1)	Femme (1)
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	5,54	5,24 (- 0,30)
Employés (TMI décroissant)	4,97 (- 0,57)	5,03 (- 0,51)
Employés (TMI constant)	4,66 (- 0,88)	4,74 (- 0,80)
Ouvriers	4,73 (- 0,82)	4,86 (- 0,68)
1. Entre parenthèses les écarts de rendement par rapport aux CPIS masculins		

Lecture : les employés masculins dont le TMI reste constant après la retraite bénéficient d'un TRI égal à 4,66% soit 0,88 point de rendement de moins que celui des CPIS masculins.

Par rapport au montant annuel de cotisation

Nous avons également supposé que tous les épargnants versaient un même montant de 500 euros par an quel que soit leur âge et leur catégorie sociale. Il est aisé de montrer, en combinant les équations (2), (3) et (4) de l'encadré 1, que le calcul du TRI ne dépend pas du montant cotisé S_t si ce dernier est constant pendant la phase d'accumulation. En d'autres termes, supposer des différences de versements en fonction du groupe social ne change pas les

résultats si ces versements sont constants pendant la période d'accumulation. Ce résultat d'invariance ne tient plus si les versements augmentent au cours du temps. Toutefois, une croissance de 5 % par an des versements jusqu'à la retraite ne change pas les rendements de façon significative (cf. tableau 5). Il est également possible d'associer à cette hypothèse des écarts de versement par PCS ou des différences de taux de croissance des versements sans changer significativement les résultats. À titre d'exemple, si nous supposons que les CPIS versent 1 000 euros la première année du plan puis augmentent chaque année leurs versements de 10 %, nous trouvons un TRI de 3,60 % au lieu de 3,54 % avec l'hypothèse initiale.

Tableau 5
Taux de rendement interne par catégorie d'épargnant avec une croissance des versements de 5 % par an

	En %	
	Hommes (1)	Femme (1)
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	3,57 (3,54)	3,25 (3,24)
Employés (TMI décroissant)	2,96 (2,97)	3,02 (3,03)
Employés (TMI constant)	2,64 (2,66)	2,72 (2,74)
Ouvriers	2,70 (2,73)	2,84 (2,86)
1. Entre parenthèses les TRI dans le modèle initial (croissance nulle des versements).		

Lecture : les employés masculins dont le TMI reste constant après la retraite bénéficient d'un TRI égal à 2,64 %, à comparer avec un TRI de 2,66 % sans croissance des versements.

Par rapport à l'âge de liquidation

Nous avons également fait l'hypothèse que l'âge de liquidation de la retraite était identique et égal à 60 ans pour toutes les catégories sociales. En réalité, l'âge de liquidation peut différer en fonction de la PCS. La distribution des âges de départ à la retraite a deux pics : le premier à 60 ans (50 % des départs en 2006) et le second à 65 ans (10 % pour les hommes, 20 % pour les femmes). Les autres départs se répartissent entre les âges restants. Les CPIS sont surreprésentés dans la population qui va au-delà de la durée de 160 trimestres nécessaires pour obtenir le taux plein (Cnav, 2007). À défaut d'information plus précise sur la répartition par PCS des âges de liquidation, nous avons estimé l'impact maximal sur les résultats que pouvait entraîner la prise en compte de ce différentiel. Les résultats ne changent pas sensiblement si nous supposons que tous les CPIS partent à 65 ans et que les autres catégories sociales partent à 60 ans (cf. tableau 6). La durée de souscription des CPIS est allongée par rapport à celle des autres catégories. Parallèlement, leur taux de mortalité est plus élevé au moment où la première annuité leur est versée, ce qui réduit leur TRI toutes choses égales par ailleurs. La formule de calcul de la rente tient compte de ce décalage d'âge, ce qui compense approximativement le premier effet sur le TRI.

Tableau 6
Taux de rendement interne par catégorie d'épargnant avec un différentiel d'âge de départ à la retraite (1)

	En %	
	Hommes (1)	Femmes (1)
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	3,52 (3,54)	3,20 (3,24)
Employés (TMI décroissant)	2,97 (2,97)	3,03 (3,03)

Employés (TMI constant)	2,66 (2,66)	2,74 (2,74)
Ouvriers	2,73 (2,73)	2,86 (2,86)

1. Entre parenthèses les TRI dans le modèle de référence.

Lecture : les CPIS masculins bénéficient d'un TRI de 3,52 %, à comparer avec un TRI de 3,54 % sans différentiel d'âge de départ à la retraite.

Par rapport aux frais de gestion et aux paramètres actuariels

Enfin, 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. Les résultats présentés sont par conséquent robustes à toute une série de variantes de calcul. Nous pouvons désormais nous concentrer sur les déterminants des inégalités de rendement et leur importance quantitative.

Les différences de mortalité expliquent la plus grande part des différences de rendement

Les résultats précédents suggèrent que les inégalités de rendement sont principalement le produit d'une mortalité et d'une fiscalité différentielles. 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. Afin d'estimer la part des inégalités de rendement attribuables aux seules inégalités d'espérance de vie, nous neutralisons l'effet de la fiscalité en choisissant pour toutes les catégories un taux d'imposition unique passant de 14 % pendant la vie active à 5 % au moment de la retraite (cf. tableau 7 - A). La sélection d'un taux d'imposition uniforme plutôt que décroissant sur le cycle de vie ne changerait les résultats qu'à la marge.

Tableau 7

Effet de la mortalité différentielle sur les taux de rendement interne

A - En niveau

	En %	
	Hommes (1)	Femmes (1)
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	3,40 (3,54)	3,11 (3,24)
Employés	2,97 (2,97)	3,03 (3,03)
Ouvriers	2,76 (2,73)	2,89 (2,86)

1. Entre parenthèses les TRI dans le modèle de référence avec une fiscalité différentielle.

Nous pouvons mieux visualiser l'impact de la mortalité sur les inégalités de TRI en exprimant les résultats en différence (cf. tableau 7 - B). L'écart entre les CPIS hommes et les ouvriers passe de 0,82 point de rendement à 0,64 point. Les écarts de rentabilité restent donc 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 70 et 95 % de l'écart total selon les catégories.

Tableau 7

B - En écart

	En %	
	Hommes	Femmes
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	0 (0)	-0,29 (-0,30)

Employés	-0,43 (-0,57)	-0,37 (-0,51)
Ouvriers	-0,64 (-0,82)	-0,51 (-0,68)

1. Entre parenthèses les écarts de TRI dans le modèle de référence.

Lecture : A : les CPIS masculins bénéficient d'un TRI de 3,40 %, à comparer avec un TRI de 3,54 % avec une fiscalité différentielle.

B : le TRI des employés masculins est inférieur de 0,43 point à celui des CPIS. Cet écart est de 0,57 point dans le modèle de référence avec fiscalité différentielle.

L'impact de la fiscalité sur le rendement résulte essentiellement de la réduction éventuelle du taux d'imposition au moment de la retraite

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. On retient pour cela une seule table de mortalité pour l'ensemble des catégories, à savoir la table légale TGH05 relative à la 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. Si l'on excepte les ménages non imposables au cours de leur retraite, les souscripteurs restant dans la même tranche d'imposition bénéficient d'un rendement similaire quel que soit le taux d'imposition (cf. tableau 8, taux d'imposition constant avant et après la retraite). Le taux de rendement devrait en théorie être indépendant du niveau d'imposition⁸. Les rendements du tableau 8 relatifs à un taux d'imposition constant sur le cycle de vie diffèrent en pratique en raison de l'exemption de charges sociales des retraités non imposables. Ils varient également légèrement pour les foyers imposables en raison des prélèvements sociaux sur les rentes qui ne sont pas intégralement déductibles du revenu imposable. Cet élément explique la légère progressivité de l'impôt. Le TRI des foyers non imposables s'écarte plus sensiblement des autres rendements en raison de l'exonération des prélèvements sociaux déjà signalée.

Le gain fiscal est beaucoup plus net mais aussi plus variable si l'individu descend d'une tranche fiscale au passage à la retraite (cf. tableau 8, taux d'imposition décroissant au moment du passage à la retraite). Pour les individus bénéficiant d'un TMI inférieur après la retraite, l'ampleur du gain fiscal ne dépend pas du niveau d'imposition, mais de l'écart entre le taux d'imposition avant et après la retraite. Il est ainsi maximum pour les personnes passant d'un taux marginal de 30 % à 14 %.

Tableau 8

Taux de rendement interne avec mortalité identique par PCS selon le taux d'imposition avant et après la retraite

En %	
Taux d'imposition...	T.R.I
...Constant	
0 → 0	3,07
0,05 → 0,05	2,79
0,14 → 0,14	2,78
0,3 → 0,3	2,76
0,4 → 0,4	2,74
...Décroissant	

⁸ Cela résulte de l'équation (4) donnant le rendement dans l'encadré 1 avec $\alpha^j = \beta^j$ et p_t^j commun à toutes les catégories. Ce résultat est bien connu dans la littérature sur la fiscalité des produits d'épargne retraite.

0,05 → 0	3,26
0,14 → 0,05	3,11
0,3 → 0,14	3,46
0,4 → 0,3	3,25

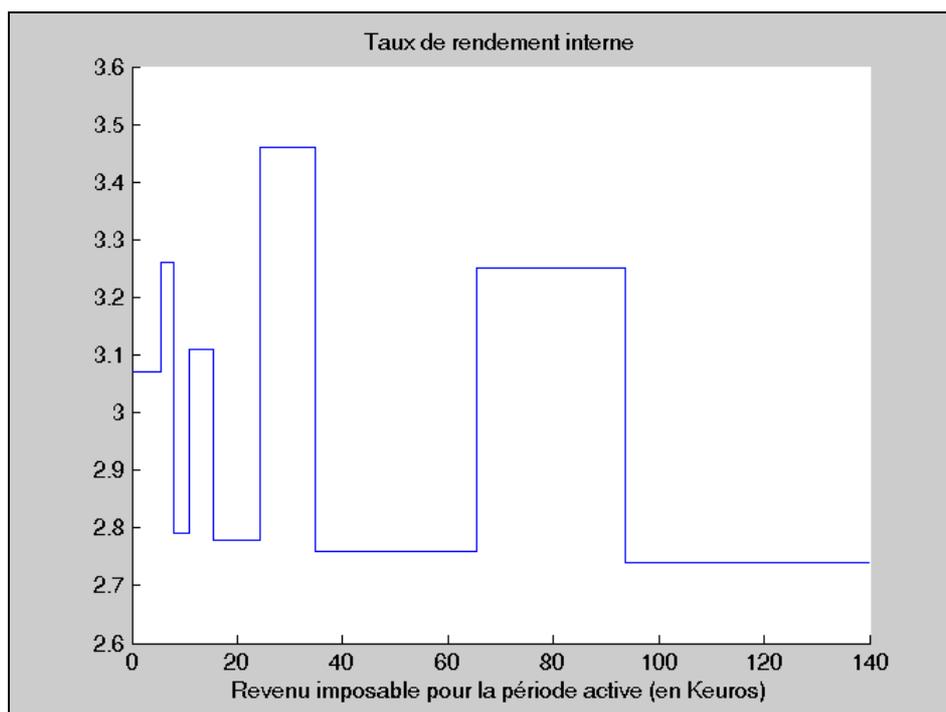
Lecture : un individu dont le taux d'imposition marginale est de 14 % avant et après la retraite bénéficie d'un TRI de 2,78 %. Un individu dont le taux d'imposition marginale est de 14% avant la retraite et de 5 % pendant la retraite bénéficie d'un TRI de 3,11 %.

Il n'y a pas de relation systématique entre rendement et revenu imposable

Nous pouvons mieux visualiser l'impact de la fiscalité sur le rendement en reliant ce dernier aux tranches de revenu auxquelles s'applique le barème d'imposition. Cet exercice nécessite une hypothèse sur l'ampleur de la baisse du revenu imposable au passage à la retraite. Faute d'informations précises à ce sujet, nous supposons une baisse uniforme de 30% après la retraite. Le graphique I relie le rendement du plan au revenu imposable pendant la période d'activité sous cette hypothèse.

Graphique I

Relation entre le rendement de l'épargne et le revenu imposable au cours de la période d'activité



Lecture : une personne dont le revenu imposable est de 20 000 euros pendant la période d'activité bénéficie d'un rendement de 2,78 %.

À 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 20 000 euros). L'application du barème d'imposition⁹ entraîne un taux de 14 % avant et après

⁹ Le barème pour les revenus perçus en 2006 est le suivant: 0 % pour un revenu inférieur à 5 516 euros, 5 % pour un revenu compris entre 5 516 et 10 846 euros, 14 % pour un revenu entre 10 846 et 24 432 euros, 30 % pour un revenu entre 24 432 et 65 559 euros et 40 % pour un revenu supérieur à 65 559 euros.

la retraite. Le rendement en ordonnée est donc de 2,78 % (cf. tableau 8, taux d'imposition constant avant et après la retraite). Pour un revenu d'activité s'élevant à 30 000 euros, le taux d'imposition est de 30 % pendant la vie active mais passe à 14 % après le passage à la retraite. Le rendement correspondant est de 3,46 % (cf. tableau 8, taux d'imposition décroissant au moment du passage à la retraite). Cette relation n'est valide que pour un versement marginal. Le calcul du rendement pour des versements plus importants aurait pour effet de lisser légèrement la courbe¹⁰.

L'hypothèse d'un revenu imposable après la retraite égal à 70 % du revenu imposable pendant la vie active peut être discutée. Si nous reprenons les chiffres fournis dans l'introduction, les taux de remplacement pour une carrière complète étaient de 83,6 % en 2003 pour un salarié moyen non cadre et de 64,1 % pour un cadre. En 2020 ces taux seront respectivement de 76,8 % et 56,7 % dans le scénario central retenu par le COR (2006). Même si revenu imposable et revenu salarial sont deux concepts distincts, ces chiffres suggèrent une hétérogénéité des situations. Le point important est qu'un taux de réduction de 30 % du revenu imposable au passage à la retraite pourrait être modulé sans modifier le profil général du graphique I. Les fluctuations de rendement observés sur le graphique s'expliquent avant tout par un écartement important des seuils d'imposition. Pour prendre un exemple, une personne dont le revenu imposable en fin de vie active se situe légèrement en dessous du seuil de 65 559 euros fait face à un TMI de 30 %. Pour bénéficier d'un avantage fiscal, son revenu imposable après la retraite devrait passer sous le seuil de 24 432 euros, soit diminuer de plus de 60 %, afin de bénéficier d'un TMI plus faible après la retraite. De même, le passage d'un seuil de 24 432 euros au seuil de 10 846 euros signifie une baisse du revenu imposable de 56 % et celui d'un seuil de 10 846 euros à 5 516 euros nécessite une réduction de 49 % du revenu imposable. Il est donc inévitable qu'une partie de la population ne bénéficie pas d'un TMI en baisse après la retraite pour des niveaux réalistes de réduction du revenu imposable.¹¹

La fiscalité a dans l'ensemble un impact significatif sur les inégalités de rendement. Elle peut introduire des écarts de rendement entre deux barèmes fiscaux allant jusqu'à 0,72 point. Une telle amplitude de rendement est légèrement inférieure à celle créée par les différences d'espérance de vie présentée dans le tableau 1. Le gain fiscal se concentre sur les segments de la population dont la tranche d'imposition baisse à la retraite. Les ménages qui bénéficient de la chute du TMI la plus forte (de 30 % à 14 %) sont à ce titre 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. Les ménages non imposables bénéficient également d'un rendement important en raison de l'exonération des charges sociales sur les rentes. La fiscalité n'introduit donc pas de relation systématique entre le revenu imposable et le rendement net.

¹⁰ Les personnes dont le revenu imposable avant versement est proche des seuils d'imposition ont un TRI différent de ceux indiqués dans le tableau 8. Supposons qu'une personne dispose d'un revenu imposable de 24 500 euros. La fraction de son revenu (avant versement) comprise entre 24 432 euros et 24 500 euros, soit 68 euros, est taxée à hauteur de 30 % en application du barème d'imposition. Si cette personne verse un montant de 200 euros sur son plan, elle économise 30 % d'impôt sur la somme de 68 euros et 14 % sur le solde de 132 euros. Le TRI est dans ce cas intermédiaire entre celui des deux TMI.

¹¹ La distance entre les seuils d'imposition a augmenté à partir des revenus perçus en 2006 lors de la réduction de sept à cinq tranches d'imposition. Le bénéfice d'un TMI plus faible au passage à la retraite était plus fréquent pour les hauts revenus précédemment. Ainsi, pour les revenus perçus en 2005, le passage d'un TMI de 42,62 % à 37,38 % nécessitait une réduction maximale de seulement 19 % du revenu imposable. Une réforme simplifiant l'impôt sur le revenu a donc abouti involontairement à une amplification du problème de fluctuation du rendement observée dans le graphique I.

Ces résultats mettent en question l’assertion selon laquelle la fiscalité du PERP le destine en priorité aux catégories de la population fortement imposées.¹²

La fiscalité optimale de l’épargne retraite

Ce constat soulève la question du régime d’imposition le moins distorsif pour les produits d’épargne avec sortie en rentes. 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. Sur le plan théorique, la forme que devrait prendre la fiscalité renvoie aux travaux sur la taxation optimale du capital (voir par exemple Bernheim, 1999). Dans un modèle à la Mirrlees (1971) avec décision d’épargne et taxation optimale des produits de rentes, Brunner et Pech (2008) ainsi que Direr (2008) trouvent que la taxation des annuités devrait être progressive en présence d’un lien positif entre le revenu et la longévité.

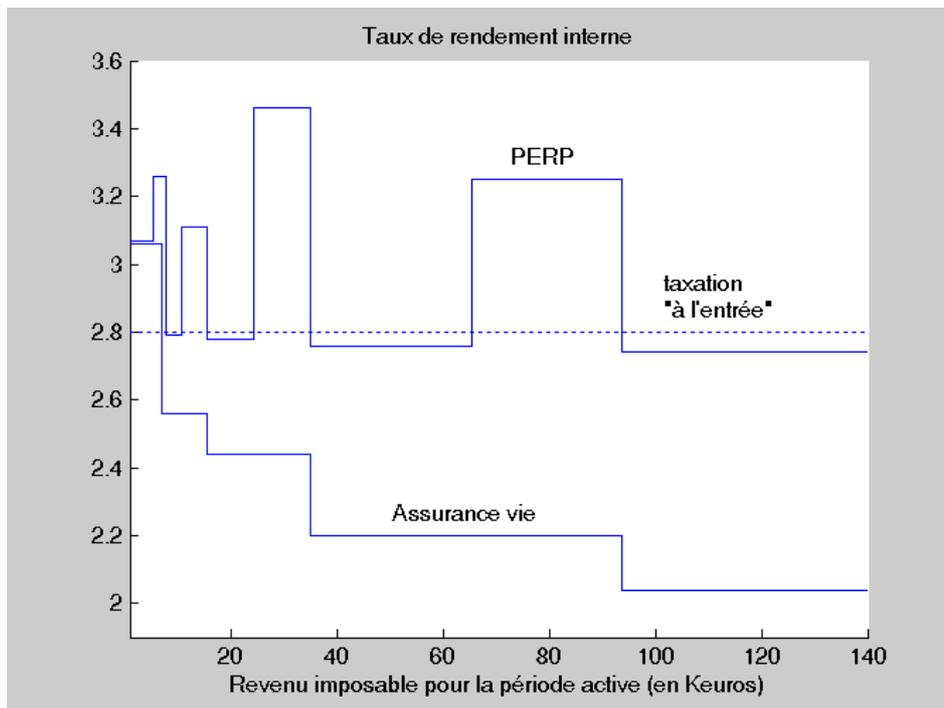
Une taxation à l’entrée permet de lisser le rendement en fonction du revenu

La section précédente 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. Dans un tel régime, les cotisations ne sont plus déductibles du revenu imposable 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 choix d’épargne. Les simulations avec la même table de mortalité que pour le PERP montrent un rendement égal à 2,8 % quelle que soit la tranche de revenu (cf. graphique II, 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.

Graphique II

Comparaison entre Perp, assurance vie et un régime de taxation à l’entrée

¹² Nous pouvons ainsi lire dans le Rapport relatif à la commercialisation des produits financiers remis le 21 novembre 2005 au ministre de l’Économie, des finances et de l’industrie (p10) : « ... [le PERP] ne présente un réel avantage fiscal à l’entrée que pour les personnes significativement imposables à l’impôt sur le revenu, ... ».



Lecture : une personne dont le revenu imposable est de 20 000 euros pendant la période d'activité bénéficie d'un rendement de 2,78 %. Son rendement serait de 2,44 % avec la fiscalité de l'assurance vie, et de 2,8 % avec une taxation à l'entrée.

Le régime fiscal (taxation à l'entrée et la sortie) de l'assurance vie assure sa progressivité au détriment du rendement

Il est également instructif de comparer l'impact de la fiscalité du PERP avec celui 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 du revenu imposable à hauteur de 5,1 %.

On relie le TRI de l'assurance vie, compte tenu de son régime fiscal, au revenu imposable comme nous l'avons fait plus haut pour le PERP. On suppose que ce type de produit délivre un rendement brut identique à celui du PERP (cf. graphique II). Cette hypothèse est réaliste dans la mesure où les gestionnaires offrent des supports financiers similaires pour les deux produits.

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. Compte tenu de la progressivité de l'impôt, cette double taxation explique à la fois un rendement plus faible que celui du PERP et une décroissance marquée du rendement de l'assurance vie avec le revenu imposable (cf. graphique II). Enfin, les inégalités de rendement entre groupes se resserrent considérablement dans le cas de l'assurance vie, une fois tenues compte des différences de mortalité par PCS (cf. tableau 9).

C'est une conséquence de la double taxation qui renforce l'impact de la progressivité et compense partiellement les inégalités de rendement dues aux inégalités d'espérance de vie. Un tel système fiscal a en contrepartie l'inconvénient d'offrir des niveaux plus faibles de rendement qui peuvent constituer un obstacle à la diffusion des produits d'épargne avec sortie en rentes.

Tableau 9

Taux de rendement interne avec le régime fiscal de l'assurance vie (mortalité variable selon la PCS) (1)

	En %	
	Hommes (1)	Femmes (1)
Cadres et prof. int. sup. (CPIS)	2,50 (3,54)	2,25 (3,24)
Employés (TMI décroissant)	2,42 (2,97)	2,51 (3,03)
Employés (TMI constant)	2,42 (2,64)	2,51 (2,72)
Ouvriers	2,72 (2,73)	2,86 (2,86)
1. Entre parenthèses les TRI avec la fiscalité du PERP.		

Lecture : les CPIS masculins bénéficient d'un TRI de 2,50 % avec la fiscalité de l'assurance vie, à comparer avec un TRI de 3,54 % avec la fiscalité du PERP.

Source : calculs de l'auteur.

Le régime fiscal de l'épargne retraite pourrait être rationalisé

Au final, quel système fiscal est préférable ? La déductibilité des versements de la base imposable, comme dans le cas du PERP, introduit des fluctuations de rendement qui rendent aléatoire et peu lisible l'impact de la fiscalité sur les choix d'épargne. Un système de taxation à l'entrée intégrant les versements dans le revenu imposable est à ce titre supérieur. Cela ne signifie pas pour autant renoncer à toute mesure d'incitation. Le rendement des produits de rentes viagères peut être en effet fiscalement favorisé par le biais d'une réduction d'impôt sur le revenu (ou d'un crédit d'impôt pour les personnes non imposables) proportionnelle aux versements pendant la phase d'accumulation. Ce mécanisme est préférable à une déduction de la base imposable puisque le gain fiscal ne dépend pas du changement de tranche d'imposition au passage à la retraite. Enfin, si le législateur souhaite compenser une partie des inégalités de rendement provenant des écarts d'espérance de vie, une fraction des rentes pourrait être soumise à l'impôt sur le revenu comme dans le cas de l'assurance-vie.

BIBLIOGRAPHIE

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

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

Brunner J. K. et Pech S. (2008), « Optimum Taxation of Life Annuities », *Social Choice and Welfare* n° 30, pp. 285-303.

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

Brown J. R. et Warshawsky M. J. (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* n° 518.

CNAV (2007), « Les comportements de départ à la retraite », *DRV-DPCE*, n° 2007- 084.

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

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

Direr A. (2008), « The taxation of Life Annuities under Adverse Selection », mimeo.

Direr A. et Roger M. (2009), « Le Produit d'Epargne Retraite Populaire (PERP) : caractéristiques des détenteurs et projection des niveaux de rentes », *document de travail PSE* n° 2009-5.

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.

Journal Officiel (2006), Arrêté du 1er août 2006 portant homologation des tables de mortalité pour les rentes viagères, publié le 26 août 2006.

Mirrlees J.A. (1971) « An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation », *Review of Economic Studies* n° 38 pp. 175-208.

Robert-Bobée I. et Monteil C. (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 Monteil C. (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. et Marlier G. (2005), « Une évaluation des risques de la capitalisation en France » *document de travail Eureka* Université de Paris 1.

Mitchell O. S., Poterba J. M., Warshawski M. J. et Brown J. R. (1999), « New Evidence on the Money's Worth of Individual annuities », *American Economic Review* n° 89 (5), pp. 1299-1318.

Walraet E. et Vincent A. (2003), « La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé : une approche par microsimulation », *Économie et Statistique*, n° 366, pp. 31-61.

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

CALCUL DES TABLES DE MORTALITÉ PAR PCS

Les tables de mortalité différenciées par PCS sont obtenues à partir des tables prospectives d'expérience TGH05 et TGF05 et des tables rétrospectives par PCS issues de l'échantillon démographique permanent (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 $p(t, s, x)$ 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 $Q(t_0, s, x) = \{p(t, s, x), t = t_0, \dots, T\}$ la table de mortalité de ce groupe, à partir de l'âge t_0 ainsi que $EV(Q(t_0, s, x))$ 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 à chaque âge (notée $EV(P(t_0, s, x))$) et l'espérance de vie au même âge et par sexe observée dans les tables TGH05 ou TGF05 soit égal à 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.