TAUX MARGINAL IMPLICITE DES COTISATIONS RETRAITE EN FRANCE

PRINCIPES ET ESTIMATION DE PROFILS PAR ÂGE*

Frédéric Gannon
Université du Havre et EDEHN
Vincent Touzé
OFCE

Les cotisations versées dans les systèmes de retraite par répartition sont intégrées dans les prélèvements obligatoires au même titre que la TVA ou l'impôt sur le revenu. Pourtant, les règles de calculs des pensions incluent des principes contributifs qui tendent à relier cotisations versées et prestations reçues. Considérer les cotisations retraite comme des impôts à part entière est donc excessif.

À l'instar d'études réalisées aux États-Unis, cet article propose de mesurer le caractère fiscal des cotisations retraite en estimant le taux de taxation marginale implicite des revenus du travail qu'elles engendrent.

L'article comprend deux parties. La première expose les principes généraux de la méthode d'estimation ainsi que les spécificités des règles de calculs des pensions, en France, pour les salariés de droit privé. La seconde partie donne des estimations pour différentes générations selon trois contextes d'évolution possible de la législation et compare les différences de traitement selon le sexe (différence d'espérance de vie, carrière complète *vs*. incomplète). La sensibilité aux hypothèses sur les valeurs des paramètres est également étudiée.

Les calculs montrent que les cotisations retraite en France créent des distorsions avec une taxation marginale implicite qui peut être fortement positive ou négative, et dont l'amplitude dépend à la fois des paramètres de calcul des pensions et des caractéristiques individuelles. Sans surprise, les règles de calculs des retraites influent sur le taux marginal. Le régime à prestations définies (CNAV) crée ainsi une plus forte distorsion que les régimes à cotisations définies (Arrco et Agirc) du fait que tous les salaires ne sont pas intégrés dans le calcul de la pension.

Mots-clés : système de retraite, cotisations sociales, taux marginal de taxation.

* Nous tenons à remercier Christophe Albert, Gérard Cornilleau, Florence Legros et Henri Sterdyniak, ainsi que les participants à la journée d'étude de l'OFCE du 15 février 2012 sur la réforme fiscale, pour leurs nombreuses remarques et utiles critiques sur une version préliminaire de cet article. Bien évidemment, les arguments développés et les éventuelles erreurs ou omissions n'engagent que nous.

Avec le vieillissement de la population et l'entrée massive en retraite des générations du *baby-boom*, les montants versés pour le paiement des pensions de retraite par répartition, en France, ont considérablement augmenté (environ 14 % du PIB) et représentent aujourd'hui une part essentielle de la dépense publique. Ces dépenses sont financées par des cotisations sur les salaires. Ces prélèvements peuvent être considérés comme un revenu différé dans la mesure où ils alimentent un droit à la retraite. Cependant, selon que le mode de calcul de la pension retraite repose sur un principe de prestation définie, de régime en points ou de compte notionnel, le lien entre les cotisations versées et le montant perçu à la retraite peut considérablement varier.

De fait, les montants cotisés ne correspondent pas à une épargne classique rémunérée, ce qui induit une taxation implicite du facteur travail dès lors que droits à la retraite et cotisations ne sont pas liés par une logique actuarielle. Dans le cadre de l'analyse microéconomique standard, la mesure du « coin fiscal » est essentielle pour comprendre les arbitrages car les individus sont supposés raisonner sur une base nette de taxe et à la marge. Les arbitrages sur les pensions retraite intègrent la dimension temporelle des coûts et bénéfices. Pour évaluer la fiscalité implicite des cotisations retraite, il est donc nécessaire d'estimer les bénéfices anticipés qui y sont associés. C'est sur cette base que Burkhauser et Turner (1985) s'interrogent pour savoir si les cotisations sociales ne sont que des taxes (« Payroll tax a tax? »). Selon leur analyse, considérer les cotisations dans un cadre uniquement statique conduit à surestimer considérablement le prélèvement de nature purement fiscale. En revanche, tenir compte du cycle de vie et des bénéfices différés des cotisations améliore l'estimation du taux de prélèvement. Les auteurs mesurent alors, pour les États-Unis, une « vraie » valeur du taux marginal de taxation des cotisations sociales qui dépend, entre autres, de l'âge du cotisant et de son statut matrimonial. Le profil de taxation marginale est décroissant avec l'âge et devient négatif dans les années qui précèdent la retraite. Ce premier travail a été complété par des estimations plus approfondies par Feldstein et Samwick (1992) et Cushing (2005).

La fiscalité implicite des retraites s'inscrit dans un cadre plus large que sa simple évaluation puisqu'elle a potentiellement une incidence sur les incitations à travailler. Il existe une littérature d'inspiration microéconomique qui tente d'estimer comment le lien entre cotisation et pension retraite affecte l'offre de travail pendant le cycle de vie et la cessation d'activité. Ainsi, l'étude de Liebman *et al.* (2009) sur données individuelles américaines (travailleurs âgés de plus de 52 ans) évalue les effets des taux marginaux sur l'offre de travail sous trois aspects : l'âge de la retraite, les heures travaillées et les revenus salariaux. Ils trouvent des effets assez nets sur les choix de départ en retraite et des effets plus mitigés sur les deux autres mesures de l'offre de travail. En France, les principales études d'impact sur les comportements d'activité ont porté sur les choix de départ en retraite (Hairault *et al.*, 2006 et 2008 ; Bozio, 2006 et 2008). Hairault *et al.* (2006, 2008) soutiennent ainsi l'idée que le système de retraite français favorise très fortement les départs en retraite dès lors que le taux plein est atteint. Sur le plan macroéconomique, les modèles d'équilibre général calculable à générations imbriquées[1] (MEGCGI) intègrent souvent des arbitrages individuels concernant l'offre de travail, ce qui signifie, par construction, que le financement des pensions retraite « distord » les comportements d'offre de travail. Ces travaux ont donné lieu à deux catégories d'analyse des réformes des retraites : des estimations des gains d'efficience (par exemple, Nishiyama et Smetters, 2007) ou la recherche de réformes optimales au sens de la maximisation de la somme escomptée des niveaux de bien-être des générations présentes et futures (Conesa et Garriga, 2008).

Au regard de cette littérature ambitieuse qui traite l'offre de travail de manière endogène, l'objectif de cet article est plus modeste. À l'instar des études américaines de Burkhauser et Turner (1985), Feldstein et Samwick (1992) et Cushing (2005), nous proposons d'évaluer la nature fiscale des cotisations retraite, en France, en calculant un taux marginal de prélèvement net implicite. Il s'agit de mesurer, pour chaque euro supplémentaire cotisé par un salarié, son montant futur de pension supplémentaire. L'article comprend deux parties. La première présente la méthode

1. Pour une revue de la littérature sur le sujet voir Le Cacheux et Touzé (2002).

utilisée. Elle est standard et s'appuie sur l'utilisation du concept de valeur actuelle probable (VAP) pour mesurer et comparer les coûts/bénéfices induits par le financement de la retraite. En se basant sur des profils espérés de revenu de cycle de vie, il est possible d'estimer la valeur actualisée probable de pension supplémentaire induite par une augmentation marginale du salaire. On compare alors ce gain espéré à la cotisation retraite. Les calculs sont effectués à partir des formules de calcul du système de retraite français de salariés du secteur privé. Il comprend une pension de base fonction d'un salaire moyen de carrière (CNAV) et un régime complémentaire par point (Agirc/Arrco). La seconde partie s'attache à l'évaluation des taux marginaux sous différentes hypothèses. Ces calculs permettent d'estimer comment évolue le taux marginal de taxation en fonction de l'âge. L'étude est limitée à des célibataires. On exclut donc les bénéfices liés aux réversions. Les salaires sont supposés suffisants pour que la pension excède le seuil des minima sociaux. Pour le régime général, les carrières professionnelles sont généralement supposées complètes, mais on examine également différentes situations de carrières incomplètes. Ces calculs sont réalisés pour différentes générations (approche prospective) et ils testent la sensibilité des résultats aux différences de mortalité entre les hommes et les femmes. Une étude de sensibilité à la valeur des paramètres prospectifs (durée d'activité et taux d'intérêt) est également proposée. Pour finir, l'impact de la CSG sur les pensions retraite est également évalué.

1. Taux marginal de taxation des cotisations retraite : principes généraux

1.1. Principes généraux de calcul du taux marginal

La pension P à l'âge de la retraite R dépend d'une formule : $p_x(W, I_x)$ pour $x \geq R$. W est un vecteur de salaires w_x reçus aux âges x avec $x \in [D, R-1]$ où D désigne l'âge de début d'activité et R, l'âge de la retraite. I_x est un ensemble de paramètres institutionnels appliqués à l'âge x (par exemple : taux de cotisation, durée d'assurance, âge légal, plafond de sécurité sociale, coefficients de revalorisation, indexation de la pension, etc.).

On note τ_x^{emp} le taux de cotisation des employeurs[2] et τ_x^{brut}, le taux de cotisation retraite (employeurs et salariés) qui s'appliquent sur le salaire brut quand le salarié a atteint l'âge x. Dans la suite des calculs, on considérera des taux appliqués sur l'ensemble du salaire (coût salarial pour l'employeur). On notera donc :

$$\tau_x = \frac{\tau_x^{brut}}{1+\tau_x^{emp}}$$

le taux apparent sur le salaire total.

On procède à une estimation actuarielle de la fiscalité. Pour ce faire, on évalue à chaque âge x la valeur actuelle probable (VAP) des salaires, des cotisations ainsi que des pensions. Deux paramètres clés sont utilisés : les probabilités de survie et le facteur d'actualisation. La probabilité de survivre entre les âges x et y avec $x \leq y$ est notée $q_{y,x}$. On notera :

$$R_{y,x} = \prod_{k=x}^{y-1}(1+r_k)$$

le facteur d'intérêt entre les âges x et y qui est utilisé pour actualiser les flux de revenus ou de cotisations futurs.

Dans nos estimations, nous utiliserons les tables de mortalité historique de l'INSEE pour la partie rétrospective et celles des tables réglementaire TGH/TGF05 pour la partie prospective. Cette table utilisée pour les rentes viagères est par nature prudentielle, ce qui signifie qu'elle a tendance à sous-estimer la mortalité. Le graphique 1c donne une estimation synthétique de la table TGH/TGF05 sous la forme du nombre d'années espérées de vie par âge à partir de 60 ans selon le sexe et selon la génération (1952 ou 1972). Le facteur d'actualisation est obtenu à l'aide de la série de taux d'intérêt long de l'OCDE (graphique 1b). Pour la partie prospective, le taux est fixé à 4 %.

2. Le taux moyen de cotisation employeur n'est pas constant pour des salaires inférieurs à 1,6 SMIC (exonération de charges patronales) et supérieurs au plafond de Sécurité sociale. Dans nos calculs, on utilise le taux moyen sous plafond (série INSEE). Pour des salaires qui restent relativement modestes par rapport au plafond, les imprécisions peuvent être considérées de second ordre. Pour des raisons pratiques de présentation des résultats, nous ne ferons donc pas varier le taux moyen selon que le salaire est inférieur ou supérieur au plafond.

La VAP des salaires est la somme actualisée sous condition de survie des salaires futurs :

$$\mathrm{VAP}_x\ (\text{salaires}) = \sum_{y \geq x}^{R-1} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot w_y .$$

La VAP des cotisations s'obtient de la même façon :

$$\mathrm{VAP}_x\ (\text{cotisations}) = \sum_{y \geq x}^{R-1} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_y \cdot w_y .$$

La VAP des retraites est également une somme actualisée probabilisée sous réserve d'être vivant à l'âge de la retraite R :

$$\begin{aligned} \mathrm{VAP}_x\left(\text{Pensions}\right) &= \frac{q_{R,x}}{R_{R,x}} \sum_{y \geq R}^{120} \frac{q_{y,R}}{R_{y,R}}\ p_y\left(W, I_y\right) \\ &= p_R\left(W, I_R\right) \sum_{y \geq R}^{120} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}}\ I^p_{y,R}. \end{aligned}$$

où $I^p_{y,R}$ est le facteur d'indexation des retraites que l'on suppose indépendant de W.

On notera :

$$a_R = \sum_{y \geq R}^{120} \frac{q_{y,R} \cdot I^p_{y,R}}{R_{y,R}} ,$$

la valeur d'1 euro de rente viagère versée à partir de l'âge R et indexée suivant le facteur $I^p_{y,R}$. Des valeurs de a_R sont calculées dans le tableau 1 avec pour hypothèses de référence : 1952 (date de naissance), 62 ans (âge de la retraite), 4 % (taux d'actualisation), homme (sexe), 2 % (taux d'indexation). Les tables de mortalité prospective = TGH/TGF2005 sont utilisées. Sous ces hypothèses, a_R = 20,97. Cela signifie que la valeur financière d'une rente viagère annuelle de 1 000 euros est de 20 970 euros.

Tableau 1. Valeur de a_R selon différentes hypothèses

	Taux d'indexation			
	1%	1,5 %	2 %	2,5 %
	18,52	19,69	*20,97*	22,37
	Taux d'actualisation			
	3%	3,5 %	4 %	4,5 %
	23,89	22,35	*20,97*	19,72
	Années de naissance			
	1952	**1962**	**1972**	**1982**
Hommes	*20,97*	21,82	22,64	24,41
Femmes	23,01	23,83	24,64	25,41
	Âge de la retraite			
	61 ans	**62 ans**	**63 ans**	**64 ans**
	21,48	*20,97*	20,44	19,91

Scénario de base (valeur en italique) : année de naissance = 1952, sexe = homme, taux d'actualisation = 4 %, taux d'indexation = 2 %, âge année de liquidation des droits à la retraite = 62 ans, table de mortalité prospective = TGH/TGF2005.

À la suite d'une augmentation *ponctuelle* du salaire, le taux marginal à l'âge x s'obtient en calculant la cotisation supplémentaire nette de l'augmentation des pensions et en la divisant par la variation de revenu :

$$\tau_{\text{marg},x} = \frac{\tau \cdot \Delta w_x - \Delta\mathrm{VAP}_x\left(\text{Pensions}\right)}{\Delta w_x} .$$

À la suite d'une augmentation *permanente* du salaire, le taux marginal à l'âge x est égal au ratio variation de la VAP des cotisations nettes des pensions/variation de la VAP des salaires :

$$\tau^p_{\text{marg},x} = \frac{\Delta\left(\mathrm{VAP}_x(\text{Cotisations}) - \mathrm{VAP}_x\left(\text{Pensions}\right)\right)}{\Delta\mathrm{VAP}_x\left(\text{Salaires}\right)} .$$

Suivant les mêmes principes, on peut poser le calcul du taux marginal implicite à la suite de l'augmentation d'un trimestre de l'offre de travail :

$$\tau^{al.}_{\text{marg},x} = \frac{\tau_R \cdot w_R - \Delta\mathrm{VAP}_R\left(\text{Pensions}\right)}{w_R} .$$

Toutefois, nous n'estimerons pas ce taux, car il faudrait pour cela, idéalement, disposer d'un modèle de fréquence trimestrielle, ce qui n'est pas notre cas puisque les flux financiers y sont estimés annuellement. Par ailleurs, ce n'est pas notre objet, qui s'attache

uniquement à des variations marginales de revenu pendant la vie active. Pour le cas français, Hairault *et al.* (2005) proposent des évaluations pour différentes configurations de carrières salariales. Ces évaluations sont essentielles pour analyser les incitations financières des salariés à travailler au-delà de 60 ans.

1.2. Pension à prestations définies (régime en annuité) : le régime de la CNAV

Les régimes à prestations définies sont des contrats de retraite par lesquels on garantit au salarié, au moment de son départ en retraite, un niveau de prestations déterminé, qui va dépendre d'un taux de remplacement appliqué à une moyenne de salaires de carrière (salaire annuel moyen). Dans le cas de la CNAV, la formule de calcul de la pension s'écrit explicitement (Legros, 2006 ; Bozio, 2006) :

$$p_R(w, L_R) = \rho\left(R, d, d_{prorat.}, d_{liquid.}\right) \cdot \left(\frac{1}{N} \cdot \sum_{\lambda_{x,R} \cdot w_x \in N \max(\lambda_R \cdot W)} \lambda_{x,R} \cdot \min\left(w_x, PLF_x\right)\right)$$

où

$$\rho(\cdot) = 0{,}5 \times \min\left(1, \frac{d}{d_{prorat.}}\right) \times \left(1 - \alpha_1 \times \max\left(0, \min\left((65 - R) \times 4, d_{liquid.} - d\right)\right)\right.$$
$$\left. + \alpha_2 \times \max\left(0, \min\left((R - 60) \times 4, d - d_{liquid.}\right)\right)\right);$$

d est le nombre de trimestres validés ;

$N \max(\lambda_R \cdot W)$ désigne l'ensemble des N valeurs les plus élevées des salaires revalorisés ;

PLF_x est le plafond de Sécurité sociale (graphique 1a) ;

$\lambda_{x,R}$ est un coefficient de revalorisation[3] des salaires passés (graphique 1b) ;

3. Avant 1987, les salaires pris en compte dans le calcul du salaire annuel moyen (SAM) étaient revalorisés à l'aide de l'indice du salaire moyen de l'économie. Depuis 1987, les taux de revalorisation des salaires portés au compte et des pensions retraite sont identiques et égaux au taux de croissance des prix et non plus des salaires (COR, 2009). La réforme de 1993 a pérennisé cette mesure puisqu'elle « a prévu que les pensions seraient, pendant cinq ans, revalorisées annuellement en fonction de l'évolution de l'indice des prix hors tabac et non plus selon l'évolution générale des salaires […]. Ce mécanisme d'indexation a ensuite été reconduit tous les ans » (Commission des Finances du Sénat, 2003). Elle conduit mécaniquement à une baisse du taux de remplacement réel de la retraite sans qu'il ait été nécessaire de réduire le taux de remplacement nominal. D'après le rapport de la Commission des comptes de la Sécurité sociale de 2009, le coefficient de revalorisation est égal au taux d'inflation anticipé, corrigé, éventuellement, de la révision de la prévision d'inflation de l'année précédente qui est connue de façon définitive en février de l'année en cours.

$d_{proratisation}$ et $d_{liquidation}$ sont respectivement les durée utilisées pour la proratisation et pour le taux de liquidation (tableau 2) ;

N = 25 années, est le nombre de meilleures années de salaire retenu dans le calcul de la moyenne (tableau 2) ;

α_1 est un coefficient de décote (tableau 2) ;

α_2 est un coefficient de surcote (tableau 2). Il est égal à 1,25 % par trimestre supplémentaire à partir du 1er janvier 2009.

Les valeurs de ces paramètres évoluent avec le temps. Le tableau 2 en donne l'estimation pour différentes dates de naissance.

Par ailleurs, l'âge minimal pour faire valoir ses droits à la retraite augmente et passe progressivement de 60 à 62 ans. Ainsi, la génération née en 1952 doit travailler jusqu'à 60 ans et 8 mois. À l'avenir, il est également prévu d'ajuster la durée d'activité permettant de bénéficier du taux plein à l'évolution de l'espérance de vie[4] (COR, 2011), ce qui peut laisser présager de fortes augmentations si l'on omet de tenir compte du décalage de l'âge d'entrée dans la vie active comme le prévoient implicitement les textes (rapport Charpin *et al.*, 1999 ; Sédillot, 2002).

Tableau 2. Législation en vigueur

Année de naissance	α_1	d_{prorat}	d_{liquid}	Age légal	Âge du taux plein
1946	2,125 %	156	160	60 ans	65 ans
1947	2 %	158	160	60 ans	65 ans
1948	1,875 %	160	160	60 ans	65 ans
1949	1,75 %	161	161	60 ans	65 ans
1950	1,625 %	162	162	60 ans	65 ans
1951 1er sem.	1,5 %	163	163	60 ans	65 ans
1951 2e sem.					65 ans et 4 mois
1952	1,375 %	164	164	60 ans et 8 mois	65 ans et 9 mois
1953	1,25 %	165	165	61 ans	66 ans et 2 mois
1954	1,25 %	165	165	61 ans et 4 mois	66 ans et 7 mois
1955	1,25 %	165 (*)	165 (*)	61 ans et 8 mois	67 ans
1956	1,25 %	165 (*)	165 (*)	62 ans	67 ans

(*) Durée révisable en fonction de l'évolution de l'espérance de vie et de la durée moyenne des carrières. Le COR (2011) suggère d'allonger d'un trimestre supplémentaire la durée de cotisation de la génération 1955.

4. La loi du 9 novembre 2010 confirme le principe défini par la loi du 21 août 2003 d'allongement de la durée d'assurance pour bénéficier d'une retraite à taux plein en fonction de « l'évolution du rapport entre la durée d'assurance ou la durée de services et de bonifications et la durée moyenne de retraite ».

Soulignons que, parallèlement aux pensions contributives, il existe deux minima sociaux pour la vieillesse :

— Le minimum vieillesse ou allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA) : cette prestation est versée par le Fonds de solidarité vieillesse (FSV) et ce dernier est financé par une multitude de taxes. L'allocation est sous condition de ressources et elle consiste à garantir aux individus de plus de 65 ans (et éventuellement à partir de 60 ans) un revenu mensuel minimum de 742,27 euros pour une personne seule et 1 181,77 euros pour un couple. La prestation est égale à la différence entre le minimum vieillesse et le revenu du ménage.

— Le minimum contributif : cette prestation vise à garantir une pension minimale à des travailleurs bénéficiant du taux plein mais ayant cotisé sur de petits salaires pris en compte dans le calcul du SAM. Ce minimum est cumulable, sous condition de ressources[5], avec d'autres revenus dont les retraites complémentaires. Elle comprend deux niveaux : un minimum de 608,15 euros par mois qui est attribué si la durée d'assurance (trimestres cotisés et trimestres validés pour de périodes de chômage ou de longue maladie) est à son maximum (dans le cas contraire, ce montant est réduit) ; une majoration de 56,39 euros versée proportionnellement au ratio trimestres cotisés/trimestres validés et sous condition de réunir 120 trimestres validés tous régimes confondus. La prestation est égale à la différence entre le minimum contributif et la pension de base versée.

Le minimum retraite n'est par essence pas contributif à la différence du minimum contributif qui tient compte de la durée d'activité. Toutefois, chaque augmentation de la pension CNAV réduit d'autant la prestation « minimum contributif » versée. Le gain marginal de pension de base est donc nul et le taux marginal implicite est alors égal au taux de cotisation du régime général[6]. Avec le minimum retraite, une augmentation de la pension complémentaire réduit aussi le montant de l'allocation. Par conséquent, le taux marginal inclut également le taux de cotisation du régime complémentaire.

5. Depuis le 1er janvier 2012, le revenu du pensionné (somme de toutes les pensions de base et complémentaires ainsi que du minimum contributif) ne peut dépasser un plafond de 1 005 € par mois.

6. Cette propriété reste vraie tant que le plafond de ressources n'est pas atteint. Au-delà, chaque supplément de pension complémentaire réduit également la prestation minimum contributive.

Le taux marginal implicite de la cotisation CNAV s'obtient en dérivant et en soustrayant les VAP des cotisations et des pensions par rapport à w_x. On obtient ainsi :

$$\tau^{p}_{\text{marg},x} = \frac{1}{a_{x:R-1}} \cdot \left[\sum_{y \geq x}^{R-1} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_y - \rho(.) \cdot \frac{q_{R,x}}{R_{R,x}} \cdot 1_{\lambda_{x,R}\, w_x \;\; N \max(\lambda_R W)} \cdot 1_{w_x < PLF_x} \cdot \frac{1}{1+\tau^{\text{emp}}_y} \cdot \frac{1}{N} \cdot \sum_{w_{z \geq y} \in N \max(W)} \lambda_{z,R} \cdot a_R \right]$$

avec

$$\tau_x = \tau_x^{PLF} \;\; 1_{w_x < PLF_x} + \tau_x^{totsal}$$

où τ_x^{PLF} et τ_x^{totsal} sont les taux de cotisation appliqués, respectivement, sur la part du salaire située sous le plafond et sur l'ensemble du salaire. Le graphique 1d récapitule l'évolution de ces deux taux. $1_{\lambda_{x,R} w_x \in N \max(\lambda_R \cdot W)}$ et $1_{w_x < PLF_x}$ sont deux variables indicatrices prenant la valeur 1 si le critère mentionné à l'index (salaire qui appartient aux 25 meilleures années ou salaire inférieur au plafond) est satisfait et 0 sinon. Il est à noter que la valeur indicatrice des variables est conditionnelle à des événements qui par nature sont aléatoires. Une autre approche de la mesure du taux marginal consisterait à utiliser des lois de probabilité sur l'évolution du salaire w_x. Le taux marginal pourrait alors être estimé à l'aide de techniques similaires à celles utilisées en finance pour valoriser des options (Merton, 1973). Cette littérature a déjà donné lieu à des applications sur les retraites pour décider notamment de l'opportunité de prendre sa retraite (Stock et Wise, 1990). Pour des raisons de simplicité de l'exposé, nous avons privilégié, dans le cadre de cet article, de ne présenter que les valeurs conditionnelles.

Si le salaire à l'âge x, w_x, est supérieur au plafond, sa variation n'influence pas le salaire moyen et le taux marginal est seulement égal au taux payé sur la totalité du salaire : τ_x^{totsal}. Si le salaire est inférieur au plafond et s'il n'appartient pas aux 25 meilleures années, le taux marginal est exactement égal au taux de cotisation retraite : $\tau_x^{PLF} + \tau_x^{totsal}$. Si le salaire est inférieur au plafond et s'il appartient aux 25 meilleures années, l'augmentation de salaire

nourrit le salaire moyen de cycle de vie avec un poids égal à $1/N$. Ce salaire est revalorisé avec le facteur $\lambda_{x,R}$ qui est à comparer au facteur d'actualisation $R_{R,x}$ (graphique 1b). On applique ensuite à cette variation du salaire moyen, un taux de remplacement. La pension étant versée de façon viagère, sa valeur financière, à la retraite, est proportionnelle à a_R. La probabilité d'atteindre l'âge de la retraite, $q_{R,x}$, est croissante avec l'âge. Le ratio $\lambda_{x,R} / R_{R,x}$ compare l'évolution de la revalorisation des salaires au taux d'intérêt. Dans la mesure où le taux d'intérêt moyen est toujours supérieur au taux de revalorisation moyen (graphique 1b), ce ratio est également croissant avec l'âge x. On doit donc s'attendre à un profil de taux marginal décroissant avec l'âge si les paramètres techniques sont stationnaires.

La VAP d'une augmentation marginale et permanente du salaire de 1 euro est notée a_{xR-1} et elle est égale à :

$$a_{x:R-1} = \sum_{y \geq x}^{R-1} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}}.$$

Le taux marginal qui s'applique est le suivant :

$$\tau^{p}_{\text{marg},x} = \frac{1}{a_{x:R-1}} \cdot \sum_{y \geq x}^{R-1} \left[\frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_y - \rho(.) \cdot \frac{q_{R,x}}{R_{R,x}} \cdot 1_{\lambda_{x,R} \cdot w_x \in N \max(\lambda_R W)} \cdot 1_{w_x < PLF_x} \cdot \frac{1}{1+\tau_y^{\text{emp}}} \cdot \frac{1}{N} \cdot \sum_{w_{z \geq y} \in N \max(W)} \lambda_{z,R} \cdot a_R \right]$$

En réarrangeant les différentes expressions, on montre aisément que ce taux est une moyenne pondérée (VAP) des taux marginaux appliqués à chaque âge futur y :

$$\tau^{p}_{\text{marg},x} = \frac{1}{a_{x:R-1}} \cdot \sum_{y \geq x}^{R-1} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_{\text{marg},y}.$$

1.3. Pension à cotisations définies : les régimes en points des caisses de retraite complémentaire (Agirc et Arrco)

Dans les régimes complémentaires, la cotisation permet d'acquérir des points au prix v_x^{acq}. Chaque point de retraite complémentaire ouvre un droit à une rente annuelle d'un montant v_R^{rent}. Le montant de la pension dépend du nombre de points accumulés à la liquidation (Legros, 2006) :

$$p_R(w,I) = \rho(.) \cdot \sum_{y=D}^{R-1} \frac{\tau_y \cdot w_y}{v_y^{acq}} \; v_R^{rent} \; .$$

Le coefficient ρ (.) dépend du nombre de trimestres manquants par rapport à la durée d'assurance légale du régime général ou à l'âge prévu pour lequel la durée d'assurance n'intervient pas. La solution la plus favorable est retenue. La décote est de 1 % par trimestre jusqu'à 12 trimestres, puis 1,25 % jusqu'à 20 trimestres et enfin, 1,75 % par trimestre au-delà. Le graphique 1h retrace l'évolution de ce coefficient en fonction du nombre de trimestres manquants. Dans les régimes Agirc/Arrco, il est possible de prendre sa retraite avant 60 ans.

En pratique, les complémentaires appliquent un taux d'appel. Cela signifie que la cotisation payée n'offre pas pleinement droit à des points. La différence entre le taux cotisé et le taux appliqué est une taxe. Le graphique 1f récapitule l'évolution du taux d'appel. Pour simplifier les notations, on notera ici : $v_y^{acq} = v_y^{acq-Arrco/Agirc} \times$ Taux d'appel.

Les pensions sont revalorisées le 1er avril. Suite aux accords du 18 mars 2011, les retraites seront indexées sur l'évolution du salaire moyen des cotisants des régimes Arrco et Agirc moins 1,5 point, mais avec pour plancher le taux d'inflation, ce qui garantit *a minima* le maintien du pouvoir d'achat des retraites liquidées.

Soulignons que parallèlement à ces cotisations contributives, les régimes complémentaires prélèvent une cotisation pour financer les pensions des personnes parties en retraite avant 65 ans après la réforme de 1983. Cette cotisation ne confère pas de points aux salariés. Elle est de 2 % pour la tranche A et de 2,2 % pour la tranche B.

À la suite d'une augmentation marginale *ponctuelle* (non permanente) du salaire, le calcul du taux marginal appliqué s'exprime comme suit :

$$\tau_{\text{marg},x} = \tau_x \cdot \left(1 - \frac{q_{R,x}}{R_{R,x}} \cdot \frac{v_R^{rent}}{v_x^{acq}} \cdot a_R \right).$$

À l'âge x, 1 € d'accroissement du salaire conduit à τ_x € de cotisation supplémentaire. Cette cotisation permet d'acquérir τ_x / v_x^{acq} € de point supplémentaire de retraite. Si l'individu est encore vivant à l'âge R (avec une probabilité $q_{R,x}$), il touchera v_r^{rent} par point

supplémentaire. La valeur financière actuelle d'une telle rente viagère est égale à :

$$\frac{\tau_x}{R_{R,x}} \cdot \frac{v_R^{rent}}{v_x^{acq}} \cdot a_R \,.$$

Le taux marginal compare le coût τ_x à la VAP du bénéfice :

$$\tau_x \cdot \frac{q_{R,x}}{R_{R,x}} \cdot \frac{v_R^{rent}}{v_x^{acq}} \cdot a_R \,.$$

Pour une année donnée, il est utile de remarquer que le prix d'achat du point de retraite est le même quel que soit l'âge. Il en ressort que les générations anciennes obtiennent un meilleur « investissement » que les plus jeunes générations car leur probabilité d'atteindre l'âge de la retraite est plus élevée ($q_{R,x}$ croît avec x) et le rendement implicite du point (mesuré par $v_R^{rent} / v_x^{acq} \,.\, a_R$) est inférieur au taux d'actualisation. L'expression $(q_{R,x} / R_{R,x}) \,.\, (v_R^{rent} / v_x^{acq}) \,.\, a_R$ est donc naturellement croissante avec x. À l'instar des calculs réalisés sur la retraite CNAV, le profil de taux marginal doit décroître avec l'âge lorsque les paramètres sont stationnaires.

Si l'augmentation de salaire est *permanente*, le taux marginal sur la VAP de l'ensemble des variations marginales de salaire est égal à :

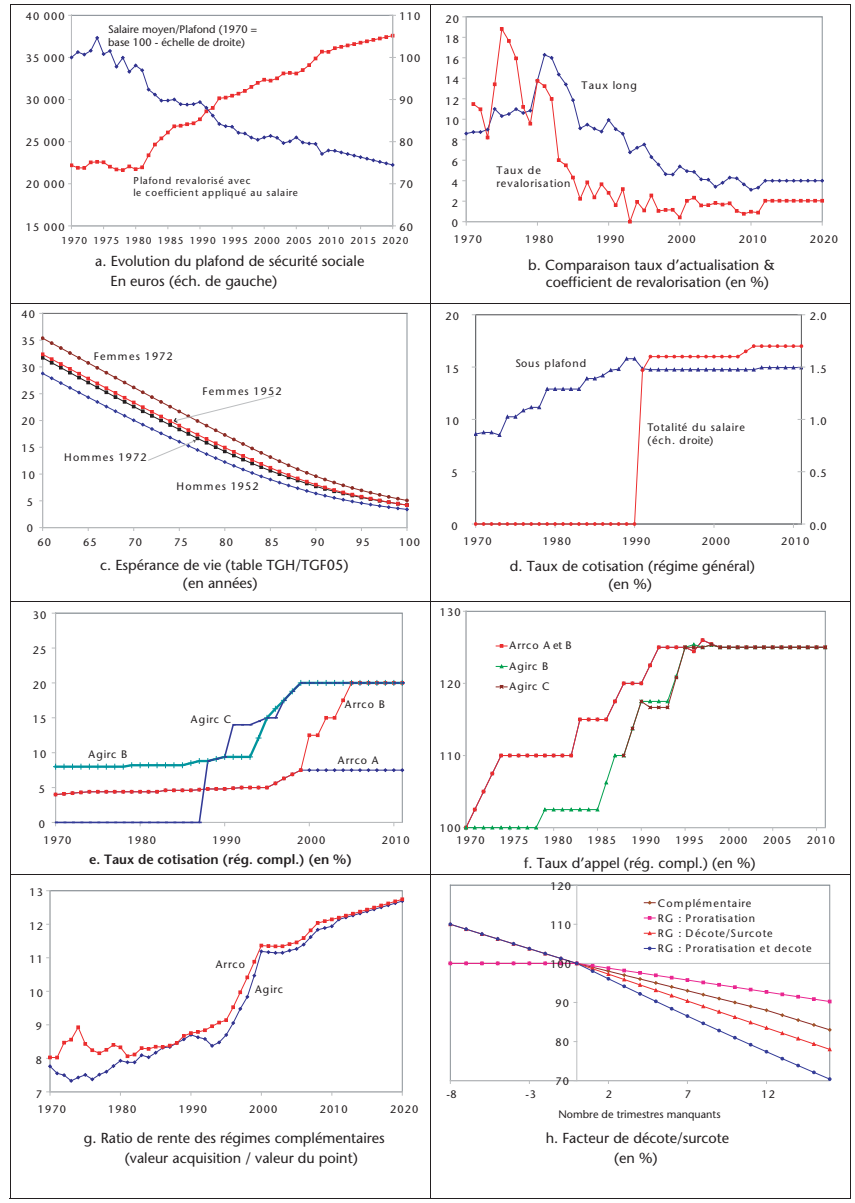
$$\tau^{p}_{\text{marg},x} = \frac{1}{a_{x:R-1}} \cdot \sum_{y \geq x}^{R} \left[\frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_y - \frac{q_{R,y}}{R_{R,y}} \cdot \sum_{z \geq y}^{R} \tau_z \cdot \frac{v_R^{rent}}{v_z^{acq}} \cdot a_R \right].$$

En réarrangeant les termes, on montre aisément que ce taux marginal est une VAP moyenne des taux marginaux calculés à chaque âge futur pour une variation ponctuelle du salaire :

$$\tau^{p}_{\text{marg},x} = \frac{1}{a_{x:R-1}} \cdot \left[\sum_{y \geq x}^{R} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_y \cdot \left(1 - \frac{q_{R,y}}{R_{R,y}} \cdot \frac{v_R^{rent}}{v_y^{acq}} \cdot a_R \right) \right]$$

$$= \frac{1}{a_{x:R-1}} \cdot \sum_{y \geq x}^{R} \frac{q_{y,x}}{R_{y,x}} \cdot \tau_{\text{marg},y} \,.$$

Graphique 1. Évolution de la législation et des données



2. Application

2.1. Cas de référence : homme célibataire né en 1952 avec carrière complète et entrée dans l'activité à 21 ans

Le choix d'un cas-type dans un contexte dynamique est un exercice délicat. Comme l'expliquent Dupont *et al.* (2003), « d'un point de vue statique les cas-types sont faciles à définir (les salariés au SMIC, les cadres moyens, etc.) » mais « d'un point de vue dynamique la notion de cas-types est difficile à cerner, notamment du simple fait qu'il existe de la mobilité [salariale] ». Par exemple, un salarié ne reste pas nécessairement au SMIC pendant toute sa vie. En pratique, les cas-types choisis sont « représentatifs d'une certaine réalité, mais il paraît difficile de se donner une distribution des cas-types représentative des différences observées dans la société ». Afin d'échapper au caractère arbitraire des cas-types, il peut être utile de recourir à des échantillons rétrospectifs de carrières salariales ou des modèles de microsimulation dynamique pour une analyse également prospective. Toutefois, les cas types demeurent des outils efficaces pour caractériser les propriétés des règles de calculs des pensions retraite et font l'objet d'un usage fréquent (Dupont et Sterdyniak, 2000 ; Raynaud et Koubi, 2004 ; COR, 2010).

Dans nos estimations, le recours aux cas-types n'est pas contraignant car une connaissance précise des trajectoires de salaire n'est pas utile. Le taux marginal implicite est calculé selon la position du salaire relativement au plafond de Sécurité sociale et selon son appartenance ou non aux 25 meilleures années. Par ailleurs, les salaires sont seulement supposés suffisants pour qu'à la retraite, ne s'appliquent pas des mesures redistributives telles que le minimum vieillesse ou le minimum contributif. Néanmoins, si tel était le cas, le taux marginal implicite est simple à calculer car la cotisation marginale n'alimenterait pas de pension supplémentaire. Le taux marginal serait alors égal au taux de cotisation retraite du régime général pour le minimum contributif et au total des taux de cotisation (régime général et régime complémentaire) pour le minimum vieillesse.

Les principales hypothèses portent sur l'année de naissance, le sexe, le statut matrimonial et la durée de la carrière. Dans le cas de référence, on considère des hommes célibataires nés le 1er janvier 1952 dont la carrière professionnelle est complète, ce qui signifie qu'ils peuvent prendre leur retraite à taux plein. Etant célibataires (ou non mariés), les bénéfices monétaires induits par la pension de réversion ne sont donc pas pris en compte.

La génération née en 1952 pourra prendre sa retraite lorsqu'elle aura atteint 60 ans et 8 mois. Les personnes nées au mois de janvier 1952 pourront donc faire valoir leurs droits à partir de septembre 2012. Le taux plein sera atteint après 41 ans d'activité. Dans nos calculs, on considère que l'activité professionnelle débute à 21 ans et qu'elle est ininterrompue pendant 41 années. L'âge de la retraite est donc atteint à 61 ans révolus, soit à la date anniversaire des 62 ans, en l'occurrence le 1er janvier 2014.

Concernant la partie prospective des calculs, on suppose que les taux de cotisation restent constants. Pour prolonger les valeurs des points des complémentaires (acquisition et rente), les valeurs sont telles que le ratio valeur d'acquisition/valeur de la rente reproduit son évolution tendancielle. Le taux de revalorisation des salaires et des pensions est supposé être égal 2 % (hypothèse fréquente de l'inflation de long terme). Le taux d'actualisation est fixé à 4 %.

Tableau 3. Hypothèses sur les valeurs prospectives

Actualisation	Complémentaire		Régime général
Taux d'actualisation	Valeur rente	Valeur acquisition	Coefficient de revalorisation
4 %	2 %	2,5 %	2 %

Pour des salaires inférieurs au plafond de Sécurité sociale (tranche A) et qui s'inscrivent dans les 25 meilleures années, le taux marginal induit par le régime général décrit une relation croissante de 21 ans (-1,45 %) à l'âge de 28 ans (effet lié à l'accroissement du taux de cotisation qui surcompense une meilleure valorisation des bénéfices avec l'âge) où il atteint 3,3 %. Le taux marginal s'annule vers 38 ans et diminue fortement par la suite pour atteindre -17,2 % à 61 ans. Pour les salaires inférieurs au plafond et s'inscrivant dans les moins bonnes années, le taux marginal est exactement égal au taux de cotisation. Ce taux ne cesse d'augmenter jusqu'à l'âge de 39 ans où il atteint 11,8 % contre 6,3 % à l'âge de 21 ans. L'instauration, en 1990, d'un taux de cotisation CNAV sur la totalité du salaire a un effet très modéré car le taux de cotisation sous plafond a baissé. Pour le régime

général, l'amplitude du taux marginal est donc considérable puisque ce dernier peut atteindre 11,8 % les mauvaises années de salaire et chuter jusqu'à -17,2 % s'il s'agit d'une bonne année de salaire. Pour les salaires supérieurs au plafond, le taux marginal induit par le régime général est nul jusqu'à l'âge de 38 ans. Le taux dépasse légèrement les 1 % à 39 ans et atteint 1,2 % vers 53 ans.

Pour le régime complémentaire Arrco (tranche A), le profil de taux marginal est légèrement modifié. Le supplément de taux marginal est stable et positif en début d'activité où il oscille autour de 1,3 % jusqu'à l'âge de 31 ans. Cette stabilité est induite par la hausse des taux de cotisation. Par la suite, il décroît pour se stabiliser de nouveau autour de 0,1 % à partir de 43 ans. Cette nouvelle phase de stabilité résulte de l'application d'un taux d'appel sur les cotisations qui réduit fortement le pouvoir d'achat de point par la cotisation. A partir de 49 ans, le taux marginal baisse pour atteindre -1,8 % à 61 ans.

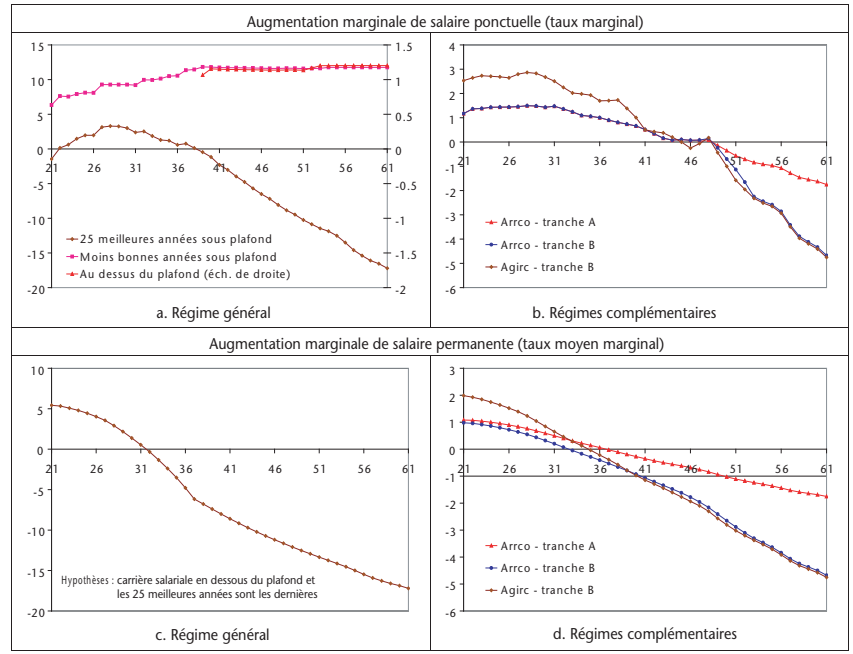
Au-dessus du plafond de Sécurité sociale[7] (tranche B des régimes complémentaires Arrco et Agirc), les profils de cotisation sont assez stables jusqu'à 31 ans du fait de l'augmentation historique des taux de cotisation Arrco et Agirc. Par la suite, le taux marginal baisse jusqu'à 38 ans. À l'instar du profil Arrco (tranche A), avec l'application d'un taux d'appel, le taux marginal se stabilise autour de 1,5% pour le régime Arrco et de 2,6 % pour le régime Agirc. Cette stabilisation conduit à une baisse avec l'âge telle que le taux marginal devient négatif après 49 ans. L'amplitude de fluctuation est plus faible que le taux marginal sur la tranche A : entre -2 % et +2 % pour le régime Agirc et -2 % et +1,5 % pour le régime Arrco. Les régimes Agirc et Arrco s'alignent progressivement sur la tranche B avec le temps, raison pour laquelle les profils de taux marginaux sont quasi-identiques à partir de 50 ans.

La règle de calcul des pensions des régimes complémentaires induit un intervalle de variation des taux marginaux plus réduit : [-1,8 % ; +1,5 %] pour Arrco (tranche A), [-4,8 % ; +1,5 %] pour Arrco (tranche B) et [-4,8 % ; +2,9 %] pour Agirc (tranche B).

7. Pour simplifier la présentation des résultats, la tranche C de l'Agirc n'est pas retracée car son profil est très similaire à celui de la tranche B.

Si l'on envisage une augmentation marginale et permanente du salaire[8], les profils sont plus lisses. Pour un salaire de la tranche A (régime général et Arrco), le taux marginal décroît avec l'âge. Il devient négatif à partir 32 ans pour le régime général et 39 ans pour le régime Arrco. Pour les salaires supérieurs, le profil est également décroissant et le taux marginal devient négatif à partir de 32 ans pour le régime Arrco et à partir de 35 ans pour le régime Agirc.

Graphique 2. Taux marginaux implicites des cotisations retraite (génération 1952, homme célibataire, carrière complète)

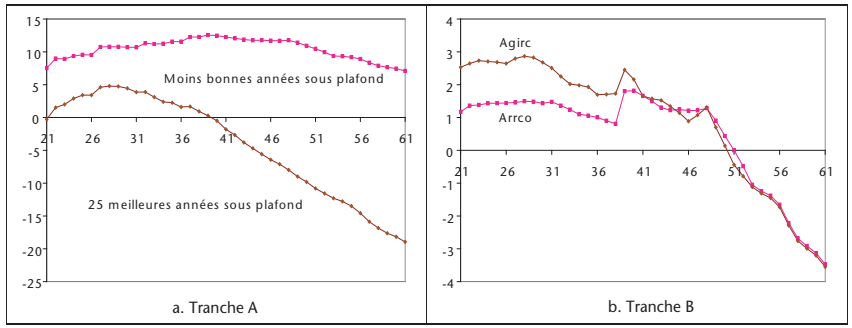


Pour réaliser un bilan par tranche des taux marginaux implicites, il faut additionner l'intégralité des taux marginaux qui s'appliquent (graphiques 3) : taux sous plafond du régime général et taux Arrco pour la tranche A et taux au-dessus du plafond du régime général et taux Arrco ou Agirc pour la tranche B. Pour la tranche A (graphique 3a), les amplitudes sont : [-19 % ; 4,8 %] pour

8. Les calculs sont basés sur deux hypothèses : une carrière complète sous plafond et appartenance des dernières années de salaires aux 25 meilleures.

les 25 meilleures années de salaire et [7,1 % ;12,6 %] sinon. Pour la tranche B (graphique 3b), les amplitudes sont : [-3,5 % ; 1,8 %] pour les cotisants Arrco et [-3,6 % ; 2,9 %] pour les cotisants Agirc. Une nette hausse de l'ensemble des taux de la tranche B intervient l'année des 39 ans avec la création d'un taux de cotisation CNAV prélevé sur la totalité du salaire (environ 1 % du salaire total) qui n'ouvre à aucun droit de pension.

Graphique 3. Taux marginaux implicites : Bilan par tranche



2.2. Comparaison par génération : quelques considérations prospectives

Une comparaison avec les profils des générations nées après 1952 s'inscrit dans un cadre plus prospectif puisque la connaissance de la législation appliquée n'est que partielle.

Trois scénarios sont considérés :

— Scénario 1 (graphiques 4) : la durée de cotisation est constante (41 années pour toutes les générations) et l'évolution tendancielle du ratio prix d'acquisition/valeur du point est maintenue.

— Scénario 2 (graphiques 5) : la durée de cotisation augmente d'une année tous les dix ans. On a : 42 années pour la génération née en 1962, 43 années pour celle née en 1972 et 44 années pour celle née en 1982.

— Scénario 3 (graphiques 6) : comme dans le scénario 2 à la différence que le ratio prix d'acquisition/valeur du point se stabilise à sa valeur observée en 2011 (les valeurs de rente et d'acquisition croissent toutes deux à 2 %).

Dans le premier scénario (graphiques 4), la comparaison de l'évolution du taux marginal induit par la retraite de base (hors cotisation sur l'ensemble du salaire) montre les propriétés suivantes :

— Pour les plus anciennes générations, le taux appliqué aux moins bonnes années de salaire sous plafond est plus faible en début de cycle de vie.

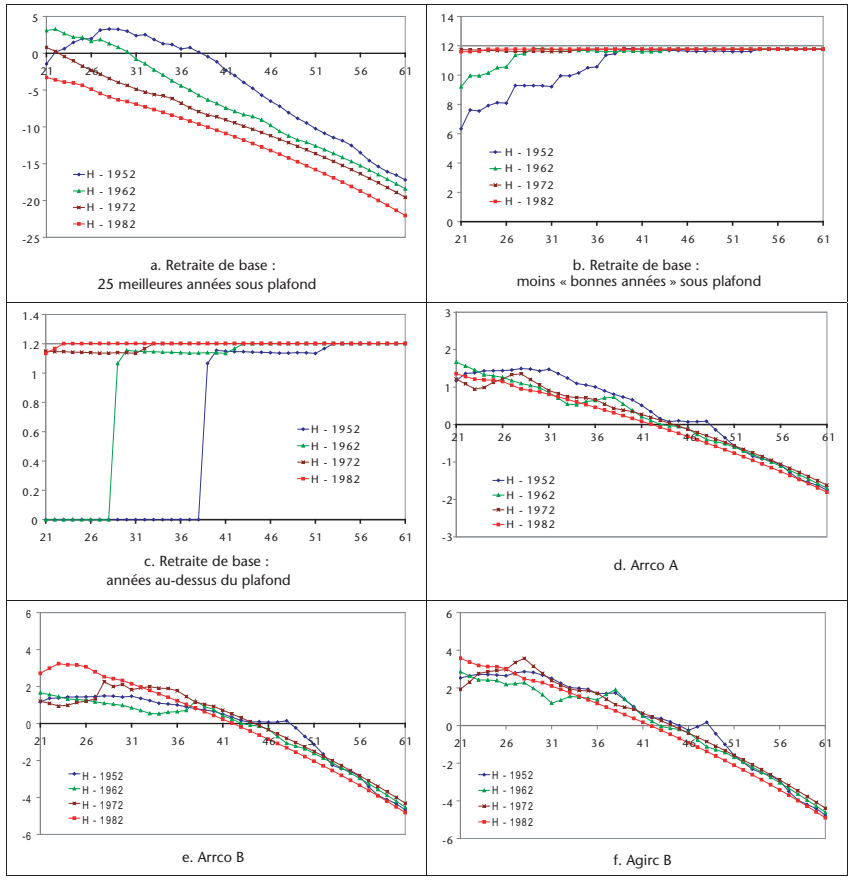
— Les différences d'espérance de vie avantagent les plus jeunes générations. À durée de cotisation et âge de la retraite identiques, une espérance de vie plus élevée réduit le taux marginal car la pension est perçue sur une plus longue période. De plus, l'écart entre le taux de revalorisation des salaires et le taux d'intérêt est plus fort pour les anciennes générations, réduisant la VAP des gains de retraite. Pour ces générations, il en résulte un profil de taux marginal nettement plus élevé jusqu'au resserrement de cet écart.

Pour les régimes complémentaires, le maintien d'une augmentation tendancielle du ratio de rente (graphique 1g) réduit considérablement les bénéfices d'une augmentation de la durée de vie. Selon nos hypothèses de calculs, les générations nées en 1962, 1972 et 1982 ont un profil assez similaire à celui de la génération née en 1952.

Si la législation impose une augmentation de la durée d'activité (scénario 2, graphiques 5), les profils de taux marginaux du régime général se rapprochent. En revanche, les écarts s'amplifient pour les régimes complémentaires du fait que la durée de retraite baisse par rapport au scénario de référence, réduisant les gains marginaux associés aux cotisations. Dans ce scénario, les hausses du ratio de rente (valeur acquisition / valeur du point) et de la durée de cotisation compensent bien l'augmentation de l'espérance de vie entre les générations 1972 et 1982 mais surcompensent celle, supposée, relative aux générations 1952 et 1962.

Toutefois, la stabilisation du ratio de rente (scénario 3, graphiques 6) améliore le rendement des régimes complémentaires, compensant la réduction de la VAP de la pension. Les différences de profils de taux marginaux se réduisent fortement et convergent très nettement.

Graphique 4. Scénario 1 : Durée de cotisation constante = 41 ans



a. Retraite de base :
25 meilleures années sous plafond

b. Retraite de base :
moins « bonnes années » sous plafond

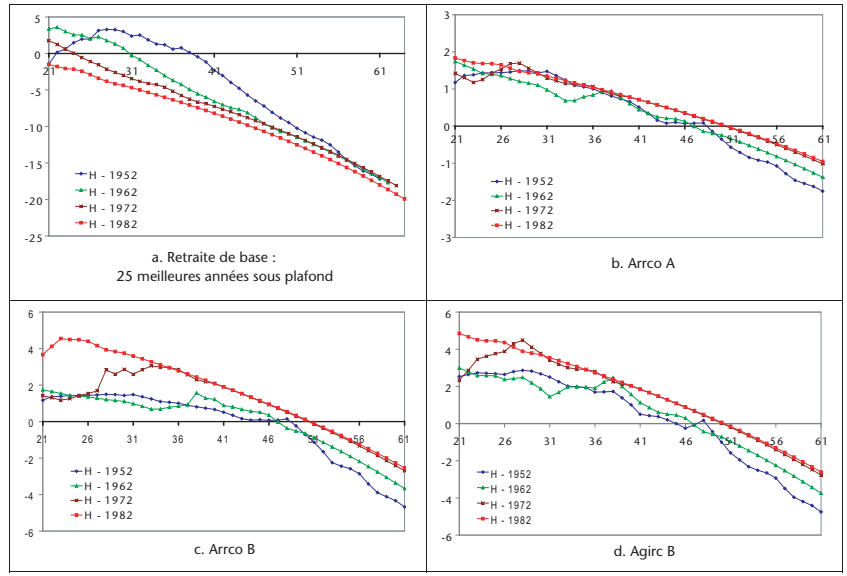
c. Retraite de base :
années au-dessus du plafond

d. Arrco A

e. Arrco B

f. Agirc B

Graphique 5. Scénario 2 : Durée de cotisation variable



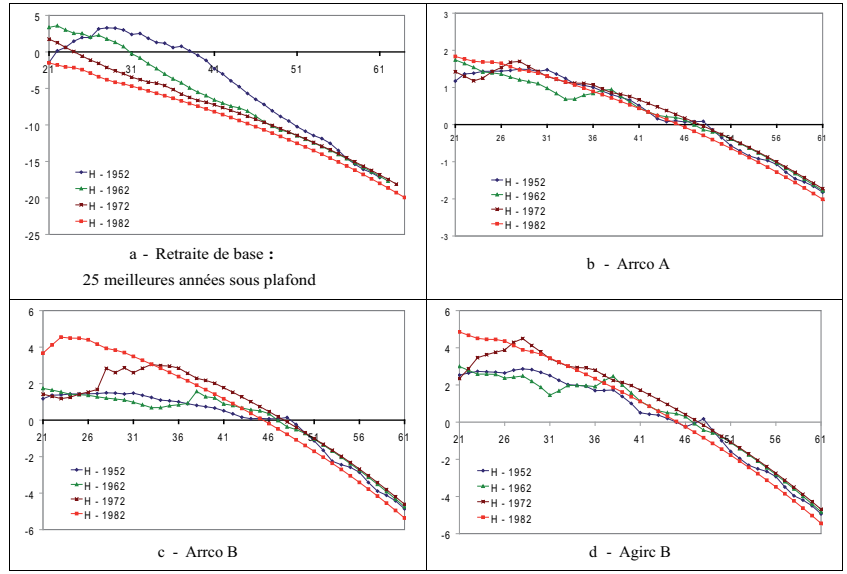
a. Retraite de base :
25 meilleures années sous plafond

b. Arrco A

c. Arrco B

d. Agirc B

Graphique 6. Scénario 3 : Durée de cotisation variable + stabilisation du ratio de rente



a - Retraite de base :
25 meilleures années sous plafond

b - Arrco A

c - Arrco B

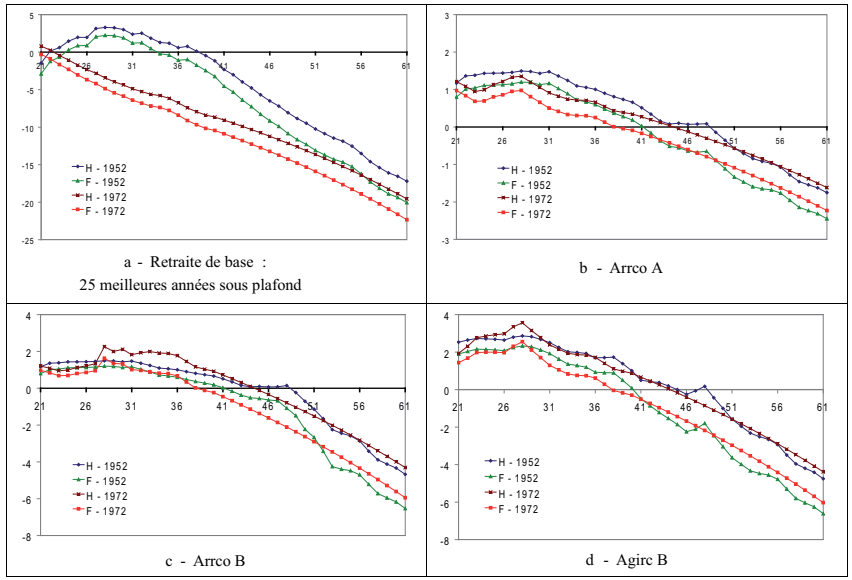
d - Agirc B

2.3. Comparaison de tables de mortalité : hommes *vs.* femmes

À carrières égales, les taux marginaux s'appliquant aux femmes sont plus faibles que ceux des hommes (graphiques 7) du fait de la plus longue espérance de vie des premières. En effet, qu'elles appartiennent à la génération née en 1952 ou en 1972, l'écart en fin de cycle de vie est d'environ 2,5 points pour le régime général, 0,5 point pour la tranche A (Arrco) et 1,8 point pour l'autre tranche.

Dans les régimes complémentaires, le renchérissement du point de retraite pour les générations à venir compense leurs gains d'espérance de vie. Il est donc logique d'observer des profils de taux marginaux assez proches entre les générations 1952 et 1972, sauf en début d'activité où les taux de cotisation différaient.

Graphique 7. Comparaison hommes-femmes / générations 1952 et 1972



La comparaison des carrières entre hommes et femmes est un exercice complexe. Ici, on estime seulement les effets liés à des différences d'espérance de vie. Pour une estimation plus réaliste des taux marginaux subis par les femmes, il faudrait s'intéresser en particulier aux carrières incomplètes qui conduisent en général à une liquidation plus tardive des droits à la retraite, survenant lorsque l'âge du taux plein est atteint.

2.4. Sensibilité à la durée de cotisation

Concernant le régime général, un mécanisme de décote, proratisation et surcote permet de récompenser (resp. pénaliser) les carrières plus longues (resp. courtes) que la durée requise d'assurance pour obtenir le taux plein. Les graphiques 8 comparent trois variantes de durée de cotisation : 4 trimestres manquants versus 4 ou 8 trimestres excédentaires par rapport à la durée requise.

Nos calculs montrent que l'allongement de la durée de cotisation (de 4 ou 8 trimestres) est neutre sur l'évolution du taux marginal des 25 meilleures années sous plafond. Toutefois, chaque année supplémentaire cotisée augmente d'une année (sous réserve que le salaire associé à cette année-là soit sous le plafond) la période où le taux marginal est à son maximum, c'est-à-dire le taux de cotisation. Une durée plus courte (-4 trimestres) induit une décote combinée à une proratisation (40/41), ce qui accroît le taux marginal implicite des 25 meilleures années sous plafond.

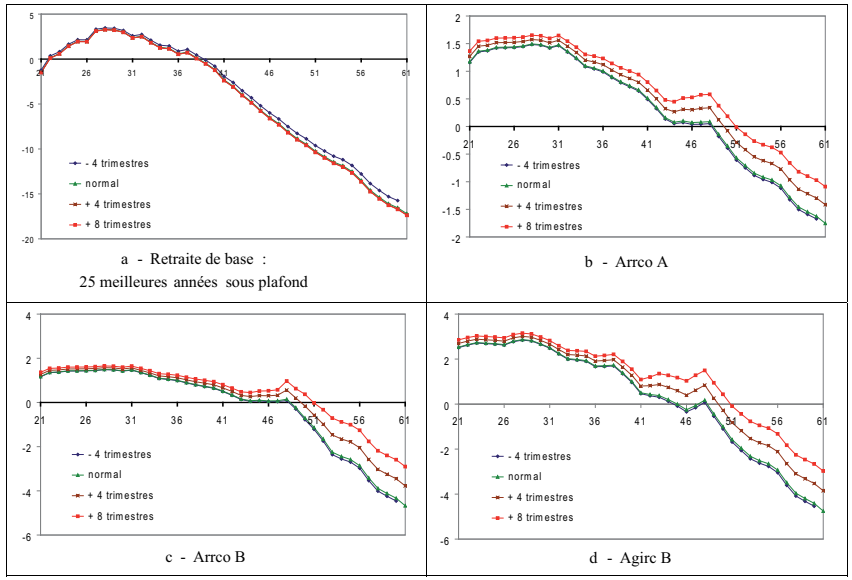
Pour les régimes complémentaires, le phénomène inverse est observé. La décote pour durée insuffisante de cotisation compense presque intégralement l'allongement de la durée de retraite. Une quasi-neutralité s'applique sur le profil du taux marginal. En revanche, l'absence de surcote se traduit par une élévation du taux marginal avec la durée d'activité car la réduction de la durée de la retraite n'est pas indemnisée.

Une seconde configuration de sensibilité à la durée de cotisation mérite d'être considérée. Il s'agit du cas des carrières incomplètes avec une liquidation à l'âge du taux plein. Cette configuration concerne plus souvent les femmes. Le graphique 9a présente le taux marginal induit par le régime général s'appliquant aux 25 meilleures années sous plafond pour des femmes nées en 1952[9]. Il compare les taux calculés selon différentes hypothèses de durée d'assurance : 25, 30, 35 et 41 années. À titre informatif, le profil des taux marginaux des hommes nés en 1952 avec carrière complète est retracé. On observe que les taux marginaux sont d'autant plus élevés que les carrières sont courtes. Ceci n'est pas surprenant, car même en l'absence de décote à l'âge du taux plein, le coefficient de

9. Pour la génération née en 1952, l'âge du taux plein est 65 ans et 9 mois. Le taux calculé après 65 ans ne s'applique donc que pendant 9 mois.

proratisation s'applique, à hauteur de 25/41 ≈ 61 % pour 25 années de cotisation, 30/41 ≈ 73,2 % pour 30 années et 35/41 ≈ 85,4 % pour 35 années. On remarque que le profil de taux observé après 41 années d'activité (carrière complète à l'âge du taux plein) se rapproche de celui des hommes avec carrière complète à l'âge de 62 ans. Mais une retraite tardive reste pénalisante puisque, dans ce cas-là, le taux marginal des femmes reste nettement supérieur à celui des hommes en fin d'activité. Un départ à la retraite retardé de 3 années et 9 mois compense le supplément d'espérance de vie[10] des femmes par rapport aux hommes et il conduit à une actualisation plus forte de la pension future.

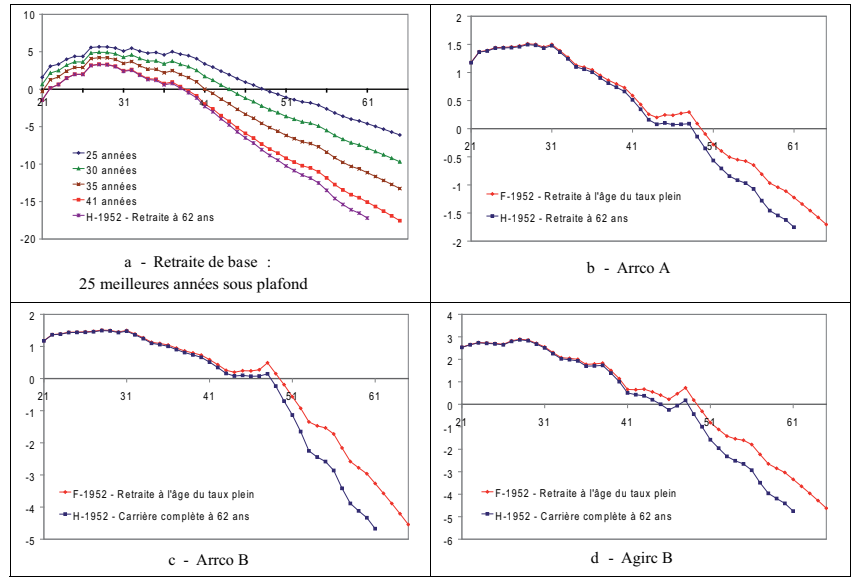
Graphique 8. Sensibilité à la durée de cotisation (écart au nombre de trimestres requis)



Pour les mêmes raisons, un départ à la retraite tardif conduit à un profil plus élevé des taux marginaux des régimes complémentaires (graphiques 9b, 9c et 9d). On observe alors un décalage progressif des taux marginaux des femmes par rapport à ceux des hommes. Vers 65 ans, le décalage est maximal et les taux marginaux des femmes deviennent sensiblement identiques à ceux des hommes âgés de 61 ans. Ces résultats modèrent donc ceux, précédemment, mis en évidence où un « meilleur » traitement fiscal s'observe systématiquement pour les femmes ayant une carrière identique à celle des hommes.

10. En utilisant les tables de mortalité TGH/TGF05, le supplément d'espérance de vie des femmes par rapport aux hommes à 62 ans est d'environ 3,5 années.

Graphique 9. Taux marginal selon différentes durées d'assurance (Femmes nées en 1952 avec liquidation à 65 ans et 9 mois)



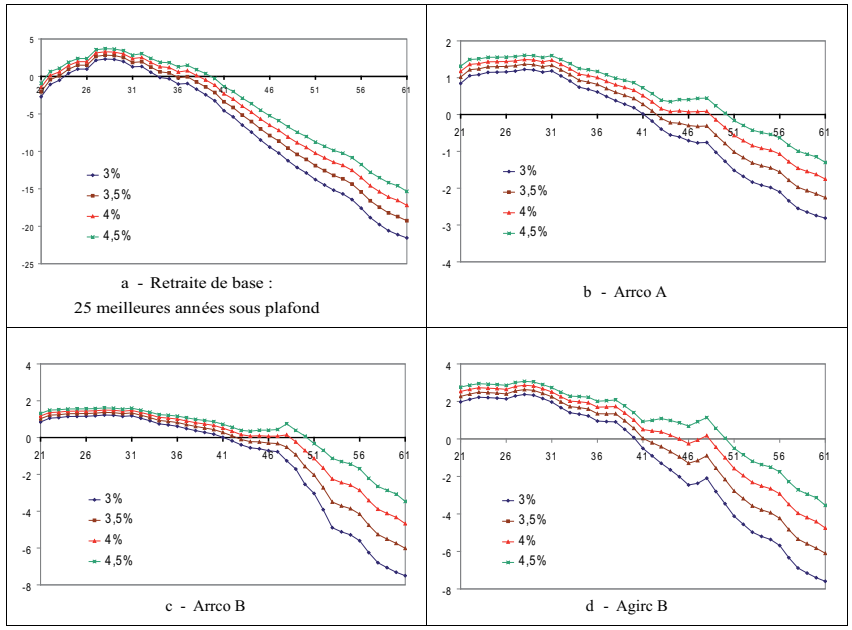
2.5. Sensibilité au taux d'actualisation

D'un point de vue prospectif, le taux d'actualisation est une hypothèse cruciale car il est utilisé pour calculer la valeur présente des retraites futures. Le taux d'actualisation de référence est 4 %. On examine 3 variantes : 3, 3,5 et 4,5 %. On observe les résultats suivants (graphiques 10) :

— Pour le régime général, le taux calculé pour les 25 meilleures années sous plafond s'accroît avec le taux d'actualisation. L'amplitude est croissante avec l'âge et celle observée en fin de cycle de vie est d'environ 6 points.

— Pour les régimes complémentaires, le taux marginal croît avec le taux d'actualisation. L'amplitude croît également avec l'âge. Elle est d'environ 1,5 point pour la tranche A et 4 points pour la tranche B.

Graphique 10. Sensibilité au taux d'actualisation



a - Retraite de base : 25 meilleures années sous plafond

b - Arrco A

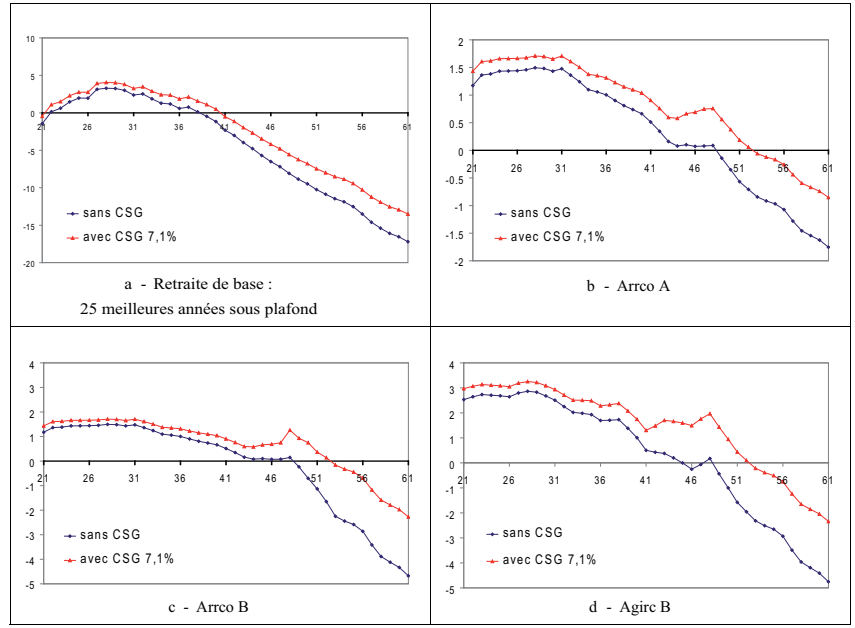
c - Arrco B

d - Agirc B

2.6. Prise en compte de la CSG-CRDS sur la pension retraite

La pension de retraite est un revenu brut. Si l'on veut estimer plus précisément le taux marginal de taxation du salaire induit par le système de retraite, il est donc judicieux d'intégrer les cotisations de CSG et CRDS (6,6 % + 0,5 %) prélevées sur les pensions. Le profil global des taux marginaux change peu (graphiques 11). On observe que les différences de taux s'accroissent avec l'âge. Le taux marginal de fin d'activité est sous-estimé d'environ 2 points pour le régime général contre 1 point pour la tranche A et de 1,5 point pour les autres tranches des régimes complémentaires.

Graphique 11. Prise en compte de la CSG sur les retraites



a - Retraite de base : 25 meilleures années sous plafond

b - Arrco A

c - Arrco B

d - Agirc B

3. Conclusion

Cet article présente une première estimation de l'évolution du taux marginal implicite des cotisations retraite par âge sous un double angle historique et prospectif. Ce taux marginal est estimé pour différentes générations et selon plusieurs contextes d'évolution possible de la législation (3 scénarios). Sauf exception, les taux calculés pour le régime général concernent des hommes ayant une carrière complète. La question du sexe est également appréhendée sous l'angle des différences de table de mortalité ainsi qu'en termes de parcours professionnel (carrières complètes *vs.* incomplètes). Bien que le système de retraite français présente quelques similitudes avec le système américain, les profils de taux marginaux sont différents de ceux présentés dans la littérature nord-américaine. La principale raison tient à la règle de calcul de la pension américaine qui applique des taux de remplacement marginaux décroissant fortement avec le salaire moyen de cycle de vie (Touzé, 2011). Cette propriété exige *de facto* de connaître précisément la carrière

salariale, ce qui n'est pas nécessaire pour le cas français. La seule restriction concerne le régime général pour lequel le taux marginal est exprimé conditionnellement à la réalisation d'un événement concernant le salaire (position par rapport au plafond et/ou appartenance ou non au 25 meilleures années).

La pension à prestation définie versée par la CNAV engendre la plus forte distorsion fiscale puisqu'elle taxe pleinement à la marge les revenus du travail des moins bonnes années de salaire sous plafond, alors que le taux marginal peut être fortement négatif pour les 25 meilleures années sous plafond. Le profil de cycle de vie peut donc présenter de fortes amplitudes avec des effets de bord. Les retraites complémentaires produisent une taxation marginale plus faible car toutes les cotisations sont intégrées dans le calcul de la retraite. Toutefois, comme le prix d'achat du point de retraite est indépendant de l'âge, cela conduit à un surcoût pour les plus jeunes et un avantage pour les plus âgés. Cette propriété n'est pas neutre d'un point de vue fiscal. Il en ressort une amplitude modérée pour la tranche A du salaire et plus accentuée, car proportionnelle au taux de cotisation, pour la tranche B.

Nos calculs montrent clairement qu'en France, les cotisations retraite créent une taxation marginale implicite, certes inférieure ou égale au taux apparent, mais pouvant être fortement positive ou négative. Cette constatation peut conduire à s'interroger (Feldstein et Samwick, 1992) sur les justifications économiques de telles variations sur le cycle de vie. Il est évident qu'un système de retraite à la suédoise (Touzé, 2008) avec comptes notionnels respecte une logique actuarielle. Il engendre une distorsion fiscale moindre car cette dernière dépend uniquement de l'écart entre rendements de la répartition (taux de croissance de la masse salariale) et de la capitalisation (taux de rendement financier). En France, l'étude de Bozio et Piketty (2008) milite en faveur de l'adoption d'un tel système[11], en apparence plus simple et clairement contributif sans distorsion selon l'âge.

Notre approche comporte néanmoins plusieurs limites. Tout d'abord, pour la génération née en 1952, le taux marginal est en partie historique, mais cette estimation repose sur la législation

11. Pour une estimation, on peut se référer à l'étude d'Albert et Oliveau (2009) qui modélise la transition du régime français en annuités vers un système de comptes notionnels.

effectivement appliquée et non sur celle qui pouvait prévaloir et qui pouvait être anticipée à l'époque. Les travailleurs pouvaient ne pas anticiper parfaitement les réformes intervenues.

La partie prospective repose sur de nombreuses hypothèses. Nous avons procédé à une analyse de sensibilité mais il pourrait être opportun d'utiliser des tables de mortalité alternatives à la table TGH/TGF05, de nature prudentielle et sous-estimant donc la mortalité future. De plus, il existe aussi des différences selon les catégories professionnelles (Blanpain et Chardon, 2011) et, du fait que les salariés peuvent changer de secteur, une approche probabiliste sur les parcours professionnels pourrait être utilisée avec profit.

Nos estimations du taux marginal du régime général sont conditionnelles à des événements (salaire sous plafond, salaire appartenant aux 25 meilleures années, activité, situation d'emploi) qui par nature sont aléatoires. Il pourrait être intéressant d'apprécier les carrières salariales sous un angle stochastique (simulation d'un grand nombre de trajectoires) et d'estimer l'espérance de taux marginal ainsi que sa distribution selon l'âge et l'histoire salariale.

L'approche aléatoire est une façon d'aborder l'hétérogénéité des carrières. Une autre façon d'apprécier cette hétérogénéité peut consister à travailler sur des échantillons de carrières salariales historiques (Koubi, 2002) ou prospectives (microsimulation dynamique) et d'évaluer les taux marginaux par âge et par génération sous la forme d'une distribution. Une approche non stochastique de l'hétérogénéité peut aussi consister à utiliser des carrières-types obtenues à l'aide de classification (Briard, 2007 ; Koubi, 2004).

Notre étude porte sur des salariés célibataires, ce qui limite l'analyse du système de retraite puisque les pensions de réversion ne sont pas intégrées.

Le taux de taxation marginale du revenu du travail est une façon de mesurer le caractère contributif d'une cotisation retraite. Toutefois, pour les régimes à prestations définies, d'autres arguments sont à prendre en compte, telle que la durée d'activité. Il peut être alors utile de calculer la valeur actuelle probable des coûts/bénéfices induits par une entrée ou sortie plus précoce ou plus tardive du marché du travail (Hairault *et al.* 2005).

Enfin, on n'intègre pas les interactions avec les autres impôts. L'impôt sur le revenu (IR) et la TVA ne frappent pas de la même

façon selon l'âge. Le taux marginal dépend, entre autres, de la propension moyenne à consommer le revenu disponible. Cette dernière varie avec l'âge (*cf.* théorie de cycle de vie, Ando et Modigliani, 1957). En outre, dans la mesure où les revenus baissent à la retraite, le taux marginal de l'IR est plus faible. De même, pendant l'activité, les quotients familiaux s'appliquent aux foyers avec enfants, ce qui tend également à baisser le taux d'imposition.

Références bibliographiques

Albert C. et J.-B. Oliveau, 2009, *Simulations, à l'aide du modèle PRISME de la CNAV, des effets du passage du calcul des pensions au régime général à un système en comptes notionnels*, Note pour le COR, Caisse nationale d'assurance vieillesse.

Ando A. et F. Modigliani, 1957, « Tests of the Life Cycle Hypothesis of Saving: Comments and Suggestions », *Bulletin of the Oxford Institute of Statistics*, 19: 99-124.

Blanpain N. et O. Chardon, 2011, *Les inégalités sociales face à la mort*, INSEE, Direction des statistiques démographiques et sociales, Document de travail, F1108.

Bozio A., 2006, *Réformes des retraites : estimations sur données françaises*, Thèse de doctorat, EHESS.

Bozio A., 2008, « How elastic is the response of retirement-age labor supply? Evidence from the 1993 French reform », Pension Strategies in *Europe and the United-States* (G. de Menil, P.Pestieau et R.Fenger, Eds.), MIT Press, pp. 37-85.

Bozio A. et T. Piketty, 2008, *Pour un nouveau système de retraite : des comptes individuels de cotisations financés par répartition*, Opuscule n° 14, Éditions Rue d'Ulm/Presses de l'École normale supérieure.

Briard K., 2007, « Profils types des salariés du secteur privé : approche par une classification des carrières », *Économie et Prévision*, n° 180-181, 59-85.

Burkhauser R. V. et J. A. Turner, 1985, « Payroll Tax a Tax? », *Public Finance Quarterly*, 13 (3) : 253–267.

Charpin J.-M., C. Zaidman et J.-M. Aubert, 1999, *L'Avenir de nos retraites : rapport au Premier ministre*, Commissariat général du plan, La Documentation française.

Commission des Finances du Sénat, 2003, *Annexe au procès-verbal de la séance du 7 juillet 2003*, Avis n° 383, Sénat, http://www.senat.fr/rap/a02-383/a02-3831.pdf.

Conesa J. C. et C. Garriga, 2008, « Optimal Fiscal Policy in the Design of Social Security Reforms », *International Economic Review*, 49 (1): 291-318.

Conseil d'Orientation des Retraites (COR), 2010, *Les travaux sur cas types examinés par le COR*, Séance plénière du 20 octobre.

Conseil d'Orientation des Retraites (COR), 2011, *Avis technique du Conseil d'orientation des retraites prévu par les dispositions du IV de l'article 17 de la loi du 9 novembre 2010*, Séance plénière du 6 juillet, http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-1561.pdf.

Cushing M. J., 2005, « Net Marginal Social Security Tax Rates over the Life Cycle », *National Tax Journal*, 58 (2) : 227–245.

Dupont G., C. Hagneré et V. Touzé, 2003, « Les modèles de microsimulation dynamique dans l'analyse des réformes des systèmes de retraites : une tentative de bilan », *Économie et Prévision*, 160/161.

Dupont G. et H. Sterdyniak, 2000, *Quel avenir pour nos retraites ?*, La Découverte.

Feldstein M. et A. Samwick, 1992, « Social Security Rules and Marginal Tax Rates », *National Tax Journal*, 45 (1) : 1-22.

Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2005, « Inciter à différer le départ en retraite : une analyse en termes de Courbe de Laffer », *Revue d'Économie Politique*, mars-avril, 2 : 241-263.

Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2006, « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Économie et Statistique,* 397 : 51-63.

Hairault J.-O., F. Langot et T. Sopraseuth, 2008, *Pour une retraite choisie. L'emploi des seniors*, Opuscule du Cepremap, Editions Rue d'Ulm.

Koubi M., 2002, *Eléments de caractérisation des carrières salariales des générations nées entre 1908 et 1980*, INSEE, Document de travail, F0205.

Koubi M., 2004, *Elaboration de carrières-types représentatives des carrières complètes des salariés du secteur privé nés en 1948*, INSEE, Document de travail.

Le Cacheux J. et V. Touzé, 2002, « Les modèles d'équilibre général calculable à générations imbriquées : enjeux, méthodes et résultats », *Revue de l'OFCE*, janvier.

Legros F., 2006, « NDCs: A comparison of the French and German Point Systems », in *Pension Reform: Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*, R. Holzmann and E. Palmer (Eds), World Bank.

Liebman J. B., E. F. P. Luttmer et D. G. Seif, 2009, « Labor Supply Responses to Marginal Social Security Benefits: Evidence from Discontinuities », *Journal of Public Economics*, 93 (11-12) : 1208-1223.

Merton R. C., 1973, « The Theory of Rational Option Pricing », *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 : 141-83.

Nishiyama N. et K. Smetters, 2007, « Does Social Security Privatization Produce Efficiency Gains? », *Quarterly Journal of Economics*, 122 (4): 1677-1719.

Raynaud E. et M. Koubi, 2004, « Les retraites de la génération 1948, une illustration par quelques cas types », *Etudes et résultats*, n° 331, août.

Sédillot B., 2002, *Retraites du secteur privé : Effet d'une hausse de la durée d'assurance requise pour avoir le taux plein à l'horizon 2020 et 2040*, Note INSEE.

Stock J. H et D. A Wise, 1990, « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, 58(5) : 1151-80.

Touzé V., 2008, « Marché du travail et emploi des seniors en Suède », *Revue de l'OFCE*, 105 : 55-85.

Touzé V., 2011, « Le financement des retraites aux États-Unis. Impact de la crise et tendances de long terme », *Revue de l'OFCE*, 118 : 63-112.

Commentaire de l'article
de Frédéric Gannon et Vincent Touzé
« Taux marginal implicite des cotisations retraite en France »

par Florence Legros
Université Paris-Dauphine et BIPE

Le sujet traité est de première importance puisqu'il n'est pas sans relation, loin s'en faut, avec le débat sur l'impact des régimes de retraite par répartition/capitalisation sur la croissance économique. Les analyses montrent que cette relation passe par la comparaison des rendements des deux types de régimes de retraite. En effet, si le rendement de la répartition est inférieur à celui de la capitalisation, tout accroissement de la répartition est défavorable à la croissance économique parce que les agents considèrent alors la retraite par répartition comme un impôt et non plus comme un report de consommation.

L'article de Vincent Touzé et Frédéric Gannon propose de mesurer la part fiscale des cotisations retraite en France. Le lien est ainsi clair avec le débat sur le rôle des régimes de retraite dans la croissance économique : si la part fiscale est importante, donc si les cotisants ont l'impression qu'ils « n'en auront pas pour leur argent », ils auront tendance à se détourner du système de retraite qu'ils jugent trop peu contributif et donc du travail officiel. Par ailleurs, dans un contexte de vieillissement de la population, accroître la part d'un régime ressenti comme fiscal au détriment de l'épargne pèsera sur la croissance économique.

Le principe adopté par Frédéric Gannon et Vincent Touzé est de calculer un taux marginal implicite des cotisations retraite qui est

en fait le coût marginal (selon différentes hypothèses d'augmentation de salaire) de la retraite.

Une fois ce coût calculé (les auteurs procèdent à des calculs sur cas-types), s'engage une discussion sur le caractère fiscal ou non des cotisations retraite. Très clairement, elle repose sur l'observation du taux marginal. Lorsque celui-ci est élevé, il taxe les individus, lorsqu'il est faible voire négatif, son rendement rend « moins fiscaux » les prélèvements pour la retraite.

Sur l'ensemble des régimes qui composent le système français, on observe *grosso modo* une baisse des taux marginaux avec l'âge des individus, soit un caractère fiscal de plus en plus faible, une baisse marquée par l'histoire des retraites (l'introduction d'un taux d'appel dans les régimes complémentaires par points en 1995 par exemple provoque un petit « accroc » dans la courbe du taux marginal des régimes complémentaires quand on observe ce taux avec augmentation marginale de salaire ponctuelle). La baisse observée est tout naturellement plus lissée lorsqu'on observe les taux marginaux avec «augmentation marginale de salaire permanente » ; l'amplitude est non négligeable : l'indicateur mesuré avec augmentation ponctuelle ou permanente du salaire, passe de 3,3 % à -17 % environ si l'on considère le régime CNAV (25 meilleures années sous plafond), de +1 à -5 si l'on considère l'ARRCO tranche B, de +1 à -1 pour l'ARRCO tranche A et de +3 à -5 pour l'AGIRC tranche B

De manière assez attendue, le régime général taxe les « jeunes années » et moins les 25 meilleures, prises en compte pour le calcul de la pension, alors que les régimes complémentaires taxent moins et quasi également l'ensemble de la carrière puisque « chaque euro compte ».

Pour les auteurs, le système de retraite français est donc fortement distorsif, notamment en début de carrière (hors 25 meilleures années des cas types considérés) pour le devenir de moins en moins à mesure que la contributivité du régime croît.

On note avec intérêt que le régime général, selon les calculs et la méthodologie adoptée, taxe au maximum les moins bonnes années sous plafond (12 %) et moins mais toujours positivement les années au-delà du plafond. « Pour les salaires inférieurs au plafond

et s'inscrivant dans les moins bonnes années, le taux marginal est exactement égal au taux de cotisation. » lit-on dans l'argumentaire.

C'est que la méthodologie néglige au moins partiellement le fait que l'année supplémentaire – même non incluse dans les 25 meilleures années – augmente la probabilité d'atteindre le taux plein tant que le nombre minimum d'annuités requis n'est pas atteint. En réalité, les salaires ne sont pas pris en compte alors que les années de cotisation le sont.

Dit autrement, on comprend bien – si les 25 meilleures années étaient les premières – que les X suivantes sont importantes puisqu'elles rapprochent l'individu considéré du taux plein. L'existence de surcotes accroît encore l'importance des X-25 années « supplémentaires » qui ont une importance cruciale puisque chacune d'entre elles accroît la probabilité d'avoir la surcote (sauf pour les carrières longues).

D'ailleurs le législateur l'a bien compris en réformant les droits à pension nés du rachat des années d'études. Au départ, ce rachat donnait lieu à annuités supplémentaires, ce qui accroissait considérablement le rendement de l'opération et présentait évidemment un coût non négligeable : c'est ce qui a motivé la réforme.

En outre, si l'on considère comme distorsif le régime général, une telle analyse impliquerait des conclusions encore plus tranchées sur le régime des fonctionnaires.

Il est probable qu'une estimation à la Stock et Wise (1990) serait plus adaptée pour prendre en compte cet aspect « valeur d'option ». Cette approche a néanmoins d'autres inconvénients (Blanchet et Pelé, 1997).

Cette discussion reflète bien la difficulté à appréhender le caractère fiscal ou non d'un régime par annuité. Très clairement, elle reflète également les difficultés que l'on a à fixer le rôle d'un régime de retraite dans la réduction des inégalités de revenus primaires. C'est une discussion philosophique complexe. Elle est inhérente à toute discussion sur les régimes de retraite, sur la place des régimes de retraite dans la protection sociale. Elle ne manque pas de resurgir à chaque discussion sur l'avenir des régimes de retraite : doivent-ils être fiscalisés et redistributifs ou contributifs et non-redistributifs ? Un problème quasi philosophique que soulève le texte de Frédéric Gannon et Vincent Touzé.

Les auteurs se livrent également à des exercices de prospective : on simule les générations 1962, 1972 et 1982. Là encore, l'exercice est intéressant. Soit on maintient constantes les règles applicables aux régimes (quand bien même nous savons que ce maintien est susceptible d'induire des déséquilibre), soit on les adapte afin de tenter de maintenir l'équilibre financier des régimes nonobstant l'augmentation de l'espérance de vie des affiliés.

On retrouve un profil décroissant, avec *grosso modo* la même forme que précédemment. Dans la situation ou l'on maintient les règles actuelles, les générations futures sont évidemment de grandes gagnantes puisqu'elles payent en deçà de leur risque de longévité. Les trois courbes générationnelles sont parallèles et la courbe de la génération 1982 s'établit en dessous des trois autres générations, avec, constamment, un taux marginal inférieur.

En ce qui concerne les régimes par points, même dans l'hypothèse où l'augmentation intergénérationnelle de l'espérance de vie n'est pas compensée par une augmentation de la durée de cotisation, la croissance tendancielle du couple prix d'acquisition/valeur du point fait converger les taux marginaux implicites entre les générations, pour l'ARRCO comme pour l'AGIRC, pour la tranche A comme pour la tranche B. On observe cette convergence pour les autres *scenarii* qui accompagnent l'augmentation de l'espérance de vie d'allongements équilibrants de la durée de cotisation. Cette convergence est notamment sensible dans le cas du régime général.

Les auteurs comparent également les hommes et les femmes : celles-ci ayant une espérance de vie plus longue, elles profitent plus de leur pension ce qui abaisse le taux marginal. De la même manière, toute augmentation du nombre d'années de trimestres de cotisation va venir baisser le taux marginal implicite puisqu'il diminue *de facto* l'espérance de vie après l'âge de la retraite et donc le rapport prestations totales/cotisations totales. De manière naturelle, la prise en compte de la CSG et de la RDS sur les pensions accroît le taux marginal implicite.

Bien naturellement, l'article conclut à l'existence de distorsions fiscales dès lors qu'un régime en annuités existe dans lequel le SAM ne tient pas compte de l'ensemble des salaires. L'introduction d'impôts de type CSG/CRDS accroît bien entendu les distorsions dans le sens d'un accroissement du taux marginal implicite.

Toujours naturellement, les régimes en points s'avèrent ici moins distorsifs que les régimes en annuités.

Finalement, le régime français présente un mélange de régimes aux caractéristiques diverses. Pour s'en convaincre, examinons rapidement la situation des jeunes cotisants. Tout naturellement, la taxation des jeunes années, notamment lorsque le salaire est en dessous du plafond, une situation qui s'explique – certes – par la non prise en compte de l'intérêt qu'il y a à cotiser ces années pour obtenir le nombre d'annuités nécessaires au taux plein, mais aussi par le caractère ascendant de la courbe de salaires, devrait inciter à la poursuite d'études, une poursuite d'étude récompensée par les régimes en points, et donc à une entrée plus tardive sur la marché du travail.

Ceci dit, le fait que le prix d'achat du point de retraite complémentaire est le même quel que soit l'âge auquel on l'acquiert (et en négligeant la correction par l'actualisation) fait que les cotisations précoces auront un bien meilleur rendement que les cotisations tardives puisque les jeunes générations ont une espérance de vie plus élevée que les cotisants les plus âgés. Dès lors, le prix d'achat devrait croître au fur à mesure que l'âge décroît et l'unicité du prix à un instant *t* résulte d'une mutualisation intergénérationnelle du risque de survie ; les cotisants jeunes ont donc une plus grande incitation à cotiser que les cotisants les plus âgés.

Les effets « contradictoires » induits par ces deux types de régimes se retrouvent néanmoins dans nombre de régimes y compris dans les régimes supposés les plus contributifs. Il découle de l'article de Frédéric Gannon et Vincent Touzé qu'un passage en comptes notionnels « à la suédoise » est moins « taxant » et donc moins distorsif que le régime français.

Là encore, on peut encore rappeler trois choses :

— d'une part, l'existence d'un « zéro pilier » dans le régime suédois, sorte de « minimum vieillesse » qui inclut 42 % des affiliés, soit un chiffre considérable ;

— d'autre part – comme le montre Albert et Oliveau (2009), passer à un régime totalement en points en conservant des avantages non contributifs (ce qui est inhérent à un système de retraite, comme en atteste l'importance du pilier non

contributif dans les régimes en comptes notionnels) induit un coût important ;

— enfin, la différence hommes/femmes est difficile à évaluer en dehors de la prise en compte de l'ensemble des prélèvements. En outre, rappelons qu'il est difficile de conclure à la segmentation possible d'un système selon les différences d'espérance de vie, les différences intracatégorielles étant toujours supérieures aux différences intercatégorielles.

On voit au travers de ces différentes remarques que la cohabitation entre un système contributif non distorsif et un système distorsif (en annuités[1], ou purement fiscal) est probablement un dosage équilibrant pour un système de retraite. Reste à savoir quelle est la dose de redistribution souhaitable. C'est probablement la question la plus complexe qu'on puisse adresser aux économistes spécialistes du sujet.

Références bibliographiques

Albert C. et J.-B. Oliveau, 2009, « Simulations, à l'aide du modèle PRISME de la CNAV, des effets du passage du calcul des pensions du régime général à un système en comptes notionnels », *Note pour le COR*, Caisse nationale d'assurance vieillesse.

Blanchet D. et L.-P. Pelé, 1997, « Social Security and Retirement in France », *NBER Working Paper, n° 6214*.

Stock J. H et D. A Wise, 1990, « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », Econometrica, *Econometric Society*, vol. 58(5), pp. 1151-1180.

Walraet E. et A. Vincent, 2003, « la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salaries du privé : une approche par microsimulation », *Economie et statistique*, n° 366, pp. 31-61.

1. En effet, même en prenant les différentiels d'espérance de vie, on a pu montrer (Walraet et Vincent, 2003) que les transferts antiredistributifs sont de faible ampleur. Une grande part de la redistribution intra-générationnelle est imputable au minimum contributif, mais pas la totalité. La redistributivité est flagrante si on se contente de l'observation des taux de remplacement, ce qui est certes discutable.