

Faits et chiffres...

Taux de rendement de l'opération retraite et redistribution intragénérationnelle

Karine BRIARD, Vincent LELIEUR, Cnav

Les systèmes de retraite publics sont aujourd'hui confrontés à des difficultés financières qui menacent leur viabilité et remettent en cause leurs engagements à l'égard des prochaines générations de retraités. Partout, les réformes engagées évoluent dans le sens d'un resserrement des liens entre cotisations et prestations, posant par symétrie la question du maintien des mécanismes redistributifs assurant les transferts au sein de chaque génération.

De la même façon que la progressivité des taux d'imposition ou l'octroi d'allocations, les dispositifs de solidarité intégrés aux systèmes de retraite sont des instruments du système sociofiscal qui visent à réduire les disparités entre assurés. Eux-mêmes multiples, ils peuvent se superposer ou se neutraliser à l'échelle individuelle, ce qui justifie de préciser la nature des transferts considérés avant de chercher à en mesurer le sens et l'amplitude pour identifier les gagnants et les perdants des réformes récentes.

Un moyen d'apprécier l'efficacité de la politique de redistribution est de se restreindre à une approche financière pour emprunter les concepts et les indicateurs utilisés dans le domaine des assurances.

L'exercice reste difficile en raison de la diversité des situations individuelles et, par conséquent, il s'appuie souvent sur des situations types. Les travailleurs ayant suivi une carrière continuellement au Smic ou au salaire médian sont ainsi des personnages familiers des actuaires. Ces cas théoriques permettent de démêler les imbrications des règles de calcul des pensions, mais ils décrivent une population restreinte dont la proportion est indéterminée et laissent de côté des configurations de parcours moins stylisées et peut-être davantage représentées.

Cet article se propose de conserver l'approche actuarielle en calculant des taux de rendement individuels de l'opération retraite, et de résumer la diversité des parcours autour de carrières types, non des parcours professionnels théoriques, mais des parcours qui, âge par âge, décrivent la situation moyenne de trajectoires réellement suivies et qui ont été regroupées par une analyse de classification en raison de la similarité de leur déroulement (évolution salariale, fréquence, succession et durée des épisodes de salariat, de chômage, de maladie, d'inactivité, etc.).

L'article s'organise en trois parties. Dans un premier temps, il rappelle les modalités de calcul des pensions au régime général et situe notre approche par rapport aux travaux existants. Puis il précise notre méthode d'évaluation et les hypothèses retenues. Enfin, il présente les résultats. Il s'intéresse alors aux assurés du régime général nés en 1946, différenciés par leur parcours professionnel, et examine la modification des écarts de taux de rendement entre ces différents types d'assurés suite à la suppression des dispositifs de solidarité que sont le minimum contributif et les droits familiaux, la majoration de durée d'assurance (MDA) et l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF). L'article se conclut sur une approche prospective en s'intéressant à l'évolution de ces rendements sur les futures générations de retraités.

■ Mécanismes redistributifs et évaluation de la redistribution

Les mécanismes redistributifs des règles de calcul de la pension du régime général

Le régime général d'assurance vieillesse de la Sécurité sociale couvre plus des deux tiers de la population active : les salariés du secteur privé, les non-titulaires de la fonction publique ou encore les ressortissants de régimes de retraite qui ne remplissent pas la condition d'ouverture du droit à pension.

De façon simple, la pension du régime général se calcule comme le produit de trois termes : le salaire annuel moyen (Sam), le coefficient de proratisation, rapportant la durée d'assurance validée au régime général d_{RG} à la durée « cible » D_{RG} et le taux de liquidation τ , maximal à 50 % « taux plein » et « décoté » en fonction de la durée manquante pour atteindre la durée requise tous régimes confondus D_{TR} ou l'âge de 65 ans. Le montant de base de la pension P se calcule ainsi selon l'expression :

$$P = Sam \times \min\left(1, \frac{d_{RG}}{D_{RG}}\right) \times \tau \quad \text{avec} \quad \tau = 50\% - \delta \times \min[4 \times (65 - \text{âge}), \max(0, D_{TR} - d_{TR})]$$



Si le taux plein est accordé ($\tau = 50\%$), le montant P est comparé à un niveau minimal de pension, le minimum contributif, lui-même servi au prorata de la durée d'assurance validée au régime général. Au 1^{er} janvier 2007, son montant annuel servi entier ($d_{RG} \geq D_{RG}$) était de 6 882,51 €.

Le régime général s'insère dans la lignée des systèmes dits « bismarkiens » : le droit à une pension suppose de s'acquitter préalablement d'un devoir de contribution. Néanmoins, plusieurs mécanismes de solidarité détournent le régime général d'un système purement contributif dans lequel la pension serait proportionnelle aux contributions versées.

Certains dispositifs sont expressément non contributifs comme les minima de pension (minimum contributif et minimum AVTS¹ pour les ex-invalides) et les avantages complémentaires tels que la majoration de pension de 10 % accordée à partir de trois enfants (ME), la majoration pour personne à charge ou encore le minimum vieillesse.

Plusieurs droits familiaux visent également à compenser des conséquences professionnelles négatives – effectives ou non – au fait d'avoir élevé des enfants (interruption de carrière, temps d'activité réduit, salaires plus faibles). Ainsi, outre la ME de 10 %, la majoration de durée d'assurance (MDA) accorde aux femmes jusqu'à huit trimestres pour chacun des enfants qu'elles ont élevé (un trimestre par an) et l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) représente le versement par les caisses d'allocations familiales d'un salaire mensuel forfaitaire, avec des conséquences à la fois sur le montant du salaire annuel moyen et la durée d'assurance entrant dans le calcul de la pension.

Le calcul de la pension en annuités, en fonction de la durée d'assurance, est un autre facteur de non-proportionnalité entre cotisations et prestations avec des conséquences sur chacun des termes de la formule de calcul.

Ainsi, afin de réduire l'importance des faibles rémunérations, notamment celles relatives à des emplois temporaires ou à des accidents de carrière (chômage, maladie, etc.), seuls les meilleurs salaires sont pris en compte dans le calcul du Sam, et ce dans la limite du salaire plafond soumis à cotisations (32 184 € au 1^{er} janvier 2007).

Par ailleurs, afin d'atténuer les conséquences négatives d'« aléas » de carrière, les modalités d'acquisition et de valorisation de la durée d'assurance contiennent en elles-mêmes plusieurs mécanismes de solidarité :

- la durée d'assurance validée au régime général n'est rémunérée qu'à hauteur de la durée de « proratisation » et les trimestres acquis au-delà ne sont pas valorisés ;
- le taux de liquidation n'est pas proportionnel à la durée totale d'assurance ; le taux plein peut être attribué sans condition de durée à certaines catégories d'assurés (inaptes, invalides, mères de famille ouvrières, entre autres) et un taux minimal (25 % jusqu'en 2003) est garanti ;
- le faible « coût d'achat » du trimestre d'assurance, l'équivalent de 200 heures rémunérées au Smic, permet à un assuré travaillant 800 heures au salaire minimum (6 616 € au 1^{er} juillet 2006) de valider quatre trimestres dans l'année, soit autant qu'un assuré travaillant 1 600 heures, c'est-à-dire à temps plein toute l'année, et rémunéré au plafond (soit cinq fois plus) ;
- les périodes d'interruption d'activité pour cause de chômage, de maladie, d'invalidité ou de service militaire donnent droit à la validation de trimestres sans contrepartie contributive (d'où parfois le terme de « trimestres gratuits »).

De l'évaluation des effets redistributifs

Pour reprendre Dupuis et El Moudden (2003), « la redistribution intragénérationnelle générée par un système de retraite [peut être définie] comme un mécanisme qui modifie la répartition primaire des revenus des assurés sur l'ensemble du cycle de vie ».

Dès lors, elle se manifeste lorsque le rapport entre les contributions versées et les prestations reçues diffère entre les individus issus d'une même génération. Ce rapport peut être évalué par le taux de rendement interne (Tri), taux qui égalise les flux actualisés de cotisations et les flux actualisés de pensions.

En notant A l'âge d'entrée dans la vie active, R l'âge de départ en retraite et T' la durée de la retraite, avec C^j désignant la cotisation versée à l'âge j et P^j la pension reçue à l'âge j , le taux de rendement interne Tri pour un individu vérifie donc l'expression :

$$\sum_{j=A}^R C^j (1 + Tri)^{R-j} = \sum_{t=R+1}^{R+T'} P^t (1 + Tri)^{-(t-R)}$$

¹ Égal au montant de l'allocation aux vieux travailleurs salariés (AVTS) : 255,30 € mensuels au 1^{er} janvier 2007.



Le Tri correspond au taux d'intérêt (nominal ou réel) moyen auquel auraient dû être placées les cotisations pour obtenir une rente équivalente à la pension; il pourrait être comparé au rendement de l'épargne investie sur les marchés financiers si les risques encourus étaient similaires (Orszag, 1999).

Comme le soulignent aussi Dupuis et El Moudden (2003, p. 58), le Tri est une mesure relative qui ne permet pas de mesurer l'ampleur des transferts opérés par le régime de retraite et, par conséquent, la capacité de celui-ci à modifier la hiérarchie dans l'échelle des revenus : *« Le taux de rendement interne peut ainsi prendre la même valeur dans un système avec cotisations et prestations élevées que dans un système avec cotisations et prestations faibles [...]. Des salariés bénéficiaires du minimum contributif ou de validations gratuites de chômage peuvent avoir un taux de rendement interne très élevé, sans que leur position soit pour autant enviable ».*

Néanmoins, parce qu'il présente l'avantage de tenir compte de la durée de service de la pension et de l'effort contributif tout en s'affranchissant du choix du taux d'actualisation – problème récurrent de l'évaluation actuarielle –, le Tri est couramment retenu pour apprécier les conséquences redistributives des régimes de retraite.

En définitive, les différences méthodologiques se situent essentiellement sur les caractéristiques qui décrivent – et distinguent – les assurés (catégories sociales, classes de salaires, nombre d'enfants) et leur parcours professionnel (carrières théoriques, réelles ou reconstituées).

Les travaux qui s'intéressent au régime général de la Sécurité sociale sont illustratifs de ces diverses approches et de la portée des résultats qui peuvent en être extraits :

- les évaluations sur cas types présentent l'intérêt de permettre un contrôle des interactions entre paramètres individuels et réglementaires. Si les comparaisons interrégimes en sont facilitées (privé vs public pour Aubert, 1999; cadres vs non-cadres pour Assous *et al.*, 2001), les situations envisagées sont souvent très stylisées et peuvent difficilement être rapprochées de situations réelles pour en apprécier la représentativité;
- les évaluations sur carrières réelles (Gleizes *et al.*, 1997; Glénat, Gleizes, 2004) rendent compte de la diversité et de la complexité effectives des situations individuelles, mais aussi des effets de superposition et d'éviction des divers dispositifs de solidarité. L'analyse des effets de chacun d'eux est ainsi parfois délicate, d'autant plus que les catégories d'assurés considérées ne sont pas suffisamment homogènes pour exclure des effets de composition. En outre, par nature, ces évaluations restent limitées à l'étape du diagnostic;

- les évaluations sur carrières reconstituées par microsimulation (Bonnet, Mahieu, 2000; Colin *et al.*, 2000; Walraët, Vincent, 2003) répondent à cette dernière limite en offrant une vision prospective. Les principales contraintes se situent alors dans la restriction du champ étudié (par exemple, les carrières complètes, éligibles au taux plein) et dans la simplicité des hypothèses retenues au regard de la complexité des situations individuelles décrites.

Bien qu'elle n'échappe pas complètement à l'ensemble des limites relevées, mais qu'elle réponde aux attentes de parcimonie, de réalisme et de vision prospective, une évaluation sur des carrières types, fondées sur des carrières réelles regroupées par une analyse de classification en raison de la proximité de leur déroulement, se présente comme une alternative intéressante.

■ Le cadre d'analyse

La représentation des droits acquis au régime général par des carrières types pondérées

Les carrières suivies par les assurés du régime général sont représentées par un jeu de huit profils de carrières, chacun associé à un groupe identifié par une analyse de classification tenant compte du caractère longitudinal des parcours (Briard, 2006, 2004). Ces profils sont apparus pertinents pour décrire les parcours professionnels suivis par les assurés des générations 1935 à 1940, sans que soient posés de critères de stratification *a priori*, sans distinction de sexe ou de catégorie sociale notamment. Leur représentativité a ensuite été évaluée par analyse discriminante sur les comptes individuels de 500 000 assurés du régime général nés entre 1935 et 1960 et observés jusqu'à 39 ans.

Ces profils de carrière peuvent être résumés de la façon suivante :

- Groupe 1 : carrière salariale courte, dans le secteur privé
- Groupe 2 : carrière effectuée en majorité hors du secteur privé
- Groupe 3 : carrière avec sortie du marché du travail pour invalidité
- Groupe 4 : carrière à salaires très faibles (< 2^e décile de la génération) avec inactivité entre 25 et 35-40 ans
- Groupe 5 : carrière précaire avec interruptions, à salaires faibles (< salaire médian)
- Groupe 6 : carrière continue avec salaires inférieurs au plafond de la Sécurité sociale
- Groupe 7 : carrière longue et continue avec salaires proches du plafond
- Groupe 8 : carrière longue et continue avec salaires souvent au plafond (ou au-delà)



Huit carrières types sont construites par génération. Elles retracent le déroulement de la carrière salariale et font mention de la durée d'assurance à 60 ans, avec une décomposition selon l'origine des trimestres validés : chômage, maladie, invalidité, service militaire, activités effectuées hors du champ du régime général ou encore droits familiaux tels que la MDA et l'AVPF (cf. graphiques 1 et 2 pour le groupe 1, p. 251).

Pour les générations 1935 à 1940, les carrières types s'apparentent à des carrières moyennes, pour les générations 1941 à 1960, seule la fin de vie active est projetée.

La projection s'effectue génération par génération². Pour chaque profil de carrière :

- la chronique de salaires, détaillée âge par âge, est projetée suivant l'hypothèse d'évolution du salaire moyen par tête (SMPT). Seuls sont retenus les salaires aux âges où, dans le groupe de carrières réelles associé, les taux d'emploi dans le secteur privé sont les plus élevés, ces taux étant observés sur les fichiers de la Cnav puis projetés à partir des taux d'activité prospectifs de l'Insee. Pour chaque carrière type, le nombre d'années où un salaire est reporté croît au même rythme que le taux moyen de salariat dans le secteur privé entre les âges de 15 et 60 ans ;
- la chronique des reports de périodes de chômage, détaillée âge par âge, est projetée en fonction de l'évolution annuelle du taux de chômage, le rythme étant différencié pour tenir compte de la plus ou moins grande sensibilité du groupe aux tensions du marché du travail (1,75 fois plus vite pour les carrières du groupe 5, par exemple) ;
- les trimestres validés dans les autres régimes d'assurance vieillesse ainsi que les trimestres validés au titre de la maladie et de l'invalidité sont supposés constants ;
- les trimestres validés au titre du service national (désormais volontariat civil) évoluent au même rythme que la proportion d'appelés du contingent dans la population des hommes actifs âgés de 15 à 24 ans observée 21 ans plus tard, âge médian de la validation de ces périodes ;
- le nombre de trimestres validés au titre des droits familiaux, MDA et AVPF, évolue au même rythme que la descendance finale.

Dans l'hypothèse où les individus types partent en retraite au taux plein et que leur durée d'assurance est insuffisante pour y prétendre, selon le profil de leur carrière, trois comportements d'activité au-delà de 60 ans peuvent être adoptés :

- reculer la date de leur cessation d'activité dans le secteur privé, laquelle est alors simultanée à la liquidation de leur pension au régime général (groupes 4, 6, 7 et 8) ;
- rester chômeurs jusqu'à l'obtention du taux plein (groupe 5) ;
- être inactifs au-delà de 60 ans, mais faire valoir leurs droits à l'âge de 65 ans (groupes 1 et 2).

Le cadre d'analyse

Nos évaluations se restreignent au régime général de la Sécurité sociale, sans prendre en compte les pensions servies par les régimes complémentaires Arrco et Agirc, ni la possibilité qu'en cas de décès de l'ayant droit direct, une partie de sa pension puisse être versée à son conjoint.

Le taux de rendement interne est calculé selon une logique assurantielle prenant en compte le risque viager, *ex ante*, à l'entrée dans la vie active A , sans connaître l'âge de décès des individus. La durée de cotisation et la durée de la retraite sont incertaines ; à la liquidation, la valeur actuelle probable des pensions est la somme infinie des flux de prestations pondérés par les probabilités de survie³.

En désignant par A l'âge d'entrée dans la vie active, R l'âge de départ en retraite, C^j la cotisation versée à l'âge j , P^j la pension reçue à l'âge j , et ${}_j p_x$ est la probabilité pour une personne d'âge x d'être encore en vie à l'âge $x+j$, le Tri est calculé selon la formulation suivante :

$$\sum_{j=A}^R [C^j \times (1+Tri)^{(R-j)} \times {}_{j-A} p_A] = \sum_{j=R+1}^{\infty} [P^j \times (1+Tri)^{(j-R)} \times {}_{j-R} p_A]$$

³ Une autre solution consiste à remplacer la durée de service de la pension par l'espérance de vie à la liquidation. Walraët et Vincent (2003) rappellent qu'il n'y a « convergence de ces deux modes de calcul que dans des cas particuliers » et « des comparaisons sur cas types montrent que les résultats sont en pratique proches lorsque l'âge de décès simulé [probable] vaut l'âge de décès moyen issu des fonctions de survie ».

² Ces projections sont effectuées à partir du modèle Eclips, présenté de façon détaillée dans Briard (2006).



La pension est calculée avant application de la bonification pour enfants de 10 %. Les règles de calcul sont celles issues de la réforme des retraites de 2003. Néanmoins, nous reprenons l'hypothèse simplificatrice classique⁴ du départ en retraite dès l'obtention du taux plein, lequel ne peut intervenir qu'entre 60 et 65 ans. La possibilité ouverte par la réforme de partir en retraite dès l'âge de 56 ans n'est donc pas prise en compte. De même, la surcote qui majore la pension en cas de validation de trimestres au-delà de 60 ans et de la durée requise pour le taux plein n'a qu'un intérêt théorique puisque, sous l'hypothèse de départ au taux plein et du fait que le pas de calcul du modèle soit annuel et non trimestriel, la surcote ne peut porter au plus que sur trois trimestres.

En projection, les hypothèses sont les suivantes :

- la durée d'assurance est portée à 167 trimestres en 2020, hypothèse retenue pour les évaluations des 2^e et 3^e rapports du Conseil d'orientation des retraites (Cor, 2006, 2004) ;
- les taux de cotisation sont supposés fixés à leur niveau de 2006 ;
- conformément aux hypothèses du Cor, l'augmentation du SMPT est de 2 % par an jusqu'en 2009, 1,9 % sur la période 2010-2015, puis 1,8 % jusqu'en 2050 ;
- le taux de chômage se stabilise à 8 % à compter de 2010 ;
- les taux d'activité sont ceux projetés par l'Insee dans son scénario central en 2003 (Nauze-Fichet *et al.*, 2003) ;
- la descendance finale est de 1,8 enfant par femme, ce qui majore la durée moyenne validée au régime général de 12 à 14 trimestres selon la génération, valeurs qui convergent avec les évaluations faites grâce au modèle Destinie de l'Insee qui retient six années pour les femmes de la génération 1974 (Bonnet *et al.*, 2004)⁵.

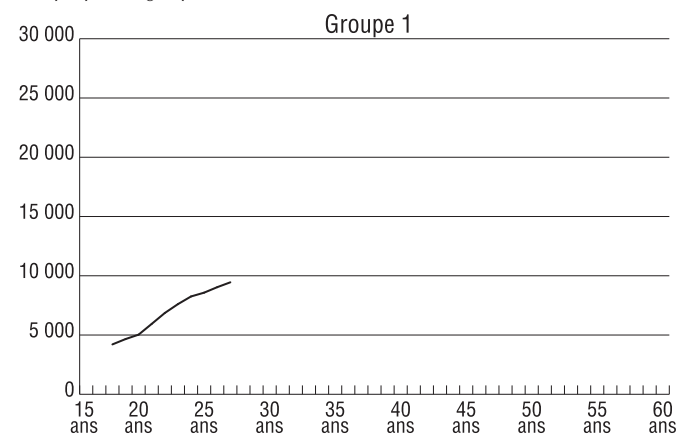
⁴ En particulier, cette hypothèse est retenue par Colin *et al.* (2000) ainsi que Bonnet et Mahieu (2000), ces derniers ne considérant que des carrières complètes. En revanche, Walraët et Vincent (2003) supposent que l'âge de départ en retraite correspond à l'âge financièrement optimal, alors que Glénat et Gleizes (2004) s'intéressent aux retraités effectivement partis en retraite en 2000 et retiennent l'âge de liquidation réel.

⁵ Les récentes projections de l'Insee renvoient à la hausse l'hypothèse de descendance finale (1,9 enfant par femme), ce qui augmenterait encore ces valeurs.

Graphique 1

Salaires dans le secteur privé pour l'individu type de la génération 1946 selon l'âge (en euros 2000)

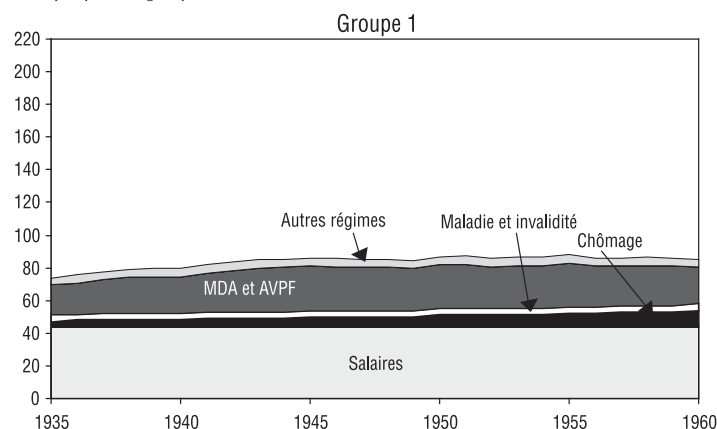
Exemple pour le groupe 1



Graphique 2

Composition de la durée d'assurance des carrières types selon la génération (en trimestres)*

Exemple pour le groupe 1



* Aires superposées, de bas en haut : trimestres d'assurance validés via les cotisations prélevées sur les salaires dans le secteur privé, au titre du chômage, de la maladie ou de l'invalidité, de la MDA et de l'AVPF, du service militaire, les trimestres validés par les autres régimes.



■ Les résultats

Nous concentrons notre attention sur la génération 1946, atteignant 60 ans en 2006⁶, avant d'esquisser une mise en perspective intergénérationnelle.

Mécanismes de redistribution au sein de la génération 1946

Dans un premier temps, nous mettons en évidence les disparités de taux de rendement selon le profil de carrière et l'influence des différences d'espérance de vie par catégories sociales et par sexe. Puis nous simulons la suppression des dispositifs de solidarité que sont le minimum contributif d'une part et les droits familiaux (MDA et AVPF) d'autre part, pour mesurer leur influence sur le niveau et les disparités du rendement de la retraite.

Mesure de la redistribution entre assurés différenciés par le profil de leur carrière

Classiquement, la redistribution intragénérationnelle est observée en partitionnant la population selon des critères normatifs tels que la distribution des revenus pour la redistribution « verticale » ou le nombre d'enfants pour la redistribution « horizontale ». Si une approche par carrières types n'interdit pas de retrouver de telles stratifications⁷, la première analyse qu'elle propose pourrait être qualifiée de « transverse », soulignant les corrélations entre ces différents critères (salaires, nombre d'enfants, par exemple). Des carrières types réalistes présentent un déroulement complexe et illustrent des situations multiples, combinées, qu'une approche théorique traiterait de façon différenciée (par exemple, le cas de deux salariés rémunérés au salaire médian, l'un bénéficiaire des droits familiaux, l'autre non).

6 Parmi les travaux qui s'intéressent à la redistribution intragénérationnelle opérée au sein du secteur privé (régime général seul ou avec régimes complémentaires), ceux de Colin *et al.* (2000) portent également sur la génération 1946 ; ceux de Walraët et Vincent (2003) sur des générations plus récentes, celles des années cinquante ; ceux de Glénat et Gleizes (2004) sur des générations plus anciennes, les assurés partis en retraite en 2000, issus des générations 1940 et antérieures.

7 Pour une génération donnée, les huit individus types considérés sont différenciés (de façon explicite) selon le niveau de revenu, le sexe, la catégorie sociale ou le nombre d'enfants, mais chacun d'eux est représentatif d'un groupe de carrières réellement suivies par les assurés du régime général, de sorte que chacun peut être associé à une répartition selon ces critères.

En l'occurrence, la grille d'analyse à huit profils de carrière que l'on retient témoigne d'une segmentation au sein du secteur privé : schématiquement, les personnes qui suivent des carrières morcelées, travaillent de façon intermittente ou connaissent de longues interruptions d'activité, ont des salaires bas, alors que ceux qui suivent des carrières continues, généralement longues, ont des salaires élevés. Dans le même temps, cette segmentation recoupe un clivage hommes-femmes (Briard, 2006, 2004) : les carrières les plus discontinues et les moins rémunérées sont majoritairement suivies par des femmes avec enfants, alors que les carrières plus linéaires sont essentiellement suivies par les hommes.

Deux éléments interviennent dans la rentabilité de l'opération retraite : les modalités d'acquisition des droits, par cotisations ou à titre gratuit, et la durée de perception de la retraite. Parce qu'elle permet de différencier ces deux aspects, et notamment de regarder l'influence de l'espérance de vie à déroulement de carrière donné, une approche par carrières types présente un intérêt évident. Les différences de taux de rendement entre hommes et femmes peuvent alors s'avérer particulièrement révélatrices des transferts qui s'opèrent entre assurés.

Effets anti-redistributifs des différences d'espérance de vie

L'assurance vieillesse se fonde sur la mutualisation du risque viager : les transferts s'effectuent des assurés à courte espérance de vie vers ceux à durée de vie plus longue. En raison de la relation croissante entre espérance de vie et revenu (Jusot, 2004 ; Bommier *et al.*, 2006), les individus aux plus faibles revenus cotisent donc pour ceux dont les revenus sont les plus élevés.

Les effets anti-redistributifs des différences d'espérance de vie ont été largement illustrés à l'étranger (Boskin *et al.*, 1987 ; Coronado *et al.*, 2000 ; Liebman, 2002) comme en France (entre autres, Kessler, Masson, 1985 ; Walraët, Vincent, 2003). Mais si la contradiction entre le principe assurantiel du régime de retraite et la mission redistributive de l'assurance sociale peut théoriquement impliquer que des systèmes contributifs, « bismarkiens », soient plus redistributifs que des systèmes « beveridgiens » (Legros, 1994), il semble que, concernant le régime général d'assurance vieillesse français, ces effets ne soient pas suffisamment anti-redistributifs pour parvenir à ce paradoxe (Walraët, Vincent, 2003).

Sous l'hypothèse d'un risque de mortalité uniforme, différencié uniquement par sexe, le taux de rendement de l'opération retraite pour la génération 1946 serait de 3,95 % (cf. graphique 3, p. 255), valeur légèrement supérieure à celle estimée par Bonnet et Mahieu (2000) sur des carrières complètes (3,5 %).



Selon la carrière suivie, les disparités sont néanmoins importantes. L'individu type 3, sorti précocement du marché du travail pour cause d'invalidité, l'individu type 4, à la carrière interrompue entre 25 et 35-40 ans et aux salaires faibles, et l'individu type 1, à la carrière salariale courte, présentent les taux de rendement interne les plus élevés. Tous trois bénéficient du minimum contributif et valident une part importante de leur durée d'assurance sans contrepartie contributive : l'individu type 3 pour les deux tiers, essentiellement au titre de la maladie ou de l'invalidité, l'individu type 1 pour plus de la moitié (51 %) et l'individu type 4 pour plus du tiers (34 %), essentiellement par le biais des droits familiaux (MDA et AVPF). À l'opposé, les individus types 7 et 8 bénéficient peu de ces dispositifs de solidarité et présentent les taux de rendement les plus faibles (respectivement 3,18 % et 3,14 %).

Comme attendu, le rendement de la retraite apparaît donc plus élevé pour les assurés aux carrières courtes et/ou à salaires faibles (individus 1 à 5) que pour ceux à carrières longues (profils 6 à 8). Cependant, ces résultats doivent être relativisés en raison de l'utilisation d'une table de mortalité ne tenant pas compte des spécificités des individus types. À défaut d'avoir constitué des tables de mortalité spécifiques à ces populations différenciées par profil de carrière, les espérances de vie de chacune d'elles peuvent être approchées par celles relevées par l'Insee par catégories sociales et sexe (cf. annexe, p. 270).

Issus des groupes 1, 3, 4, 5 et 6, les individus types représentent une population essentiellement ouvrière ou employée (au moins pour 80 %, cf. tableau 1 en annexe, p. 270) dont l'espérance de durée en retraite est raccourcie (cf. tableau 3 en annexe, p. 271). Issus des groupes 2, 7 et 8, ils représentent plus largement des cadres et des professions intermédiaires (40 % pour le groupe 2, plus des deux tiers pour les groupes 7 et 8) dont l'espérance de vie est plus longue. La prise en compte des différences d'espérance de vie entre catégories sociales atténue donc les disparités de rendement et réduit les mécanismes redistributifs contenus dans les règles de calcul de la pension du régime général.

Avec, à l'âge de 35 ans, une espérance de vie réduite de cinq ans par rapport à la moyenne (cf. tableau 4 en annexe, p. 271), l'individu type 3, reconnu invalide à l'âge de 30 ans, a un taux de rendement diminué de près de 0,9 point, mais qui reste le plus élevé : 6,06 % (cf. graphique 3). Hormis ce cas atypique qui représente moins de 1 % des assurés nés en 1946, la correction apportée par les différences d'espérance de vie sur la rentabilité de l'opération retraite reste somme toute limitée.

Le rendement des assurés aux carrières les moins rémunérées (1, 4, 5 et 6) est dégradé, alors que celui des assurés aux salaires les plus élevés (7 et 8) et/ou aux carrières très longues (2) est amélioré, mais d'au plus 1/3 de point (individu type 8). La hiérarchie des taux de rendement interne – et les mécanismes redistributifs – persiste donc.

Graphique 3

Taux de rendement interne pour la génération 1946

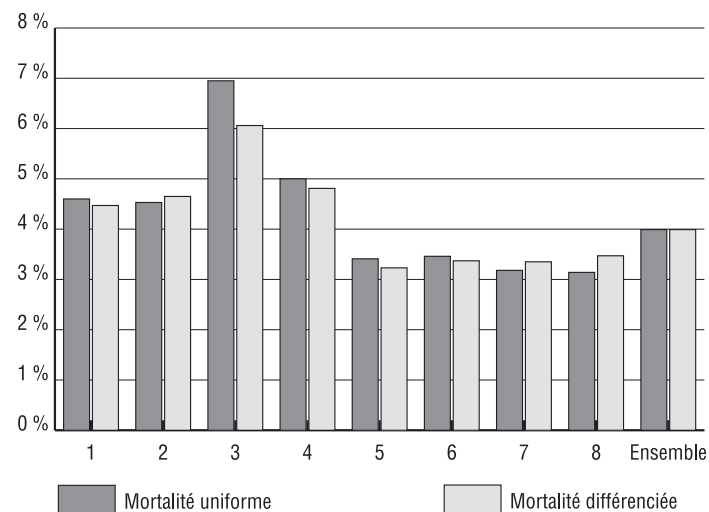


Tableau 1

Taux de rendement interne pour la génération 1946 (en %)

	Individus types								Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	
Mortalité uniforme	4,60	4,53	6,95	5,00	3,41	3,46	3,18	3,14	3,99
Mortalité différenciée	4,47	4,65	6,06	4,81	3,23	3,37	3,95	3,47	3,95
Écart (uniforme-différenciée)	0,14	- 0,12	0,90	0,19	0,18	0,09	- 0,17	- 0,33	0,04



Redistribution entre hommes et femmes

Dans le calcul du taux de rendement interne, trois caractéristiques distinguent la population féminine de la population masculine :

- les femmes présentent un risque de mortalité plus faible, ce qui accroît la durée moyenne de leur retraite d'environ cinq ans par rapport aux hommes ;
- les femmes bénéficient de huit trimestres par enfant élevé au titre de la majoration de durée d'assurance (MDA) et sont les principales bénéficiaires de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), pourtant également ouverte aux hommes ;
- les femmes n'effectuant pas le service national, elles ne valident pas de trimestres d'assurance à ce titre, mais peuvent avoir travaillé durant cette période.

Ce dernier élément intervient de façon marginale sur la rentabilité de l'opération retraite, alors qu'une espérance de vie plus longue et les droits familiaux accroissent de façon notable le taux de rendement. En conséquence, avec un parcours professionnel similaire à celui d'un homme, une femme obtient un taux de rendement supérieur : l'écart varie de 0,99 point pour une carrière continue rémunérée en deçà du plafond (individu type 6) à 2,36 points pour une carrière interrompue durablement entre 25 et 35-40 ans, aux salaires faibles (individu type 4, cf. graphique 4).

In fine, en raison de risques de mortalité supérieurs et de droits acquis plus souvent par cotisations qu'à titre gratuit, les hommes peuvent s'attendre à un taux de rendement de leur retraite inférieur de 1,74 point à celui des femmes (3,04 % contre 4,78 %) ⁸.

⁸ Cet écart est supérieur à ceux estimés par Walraët et Vincent (2003), 1,2 point entre le Tri des hommes (2,8 %) et le Tri des femmes (4,0 %), ou encore par Colin *et al.* (2000), 1,13 point entre le Tri des hommes (2,18 %) et celui des femmes (3,31 %).

Graphique 4

Taux de rendement interne pour la génération 1946, par sexe

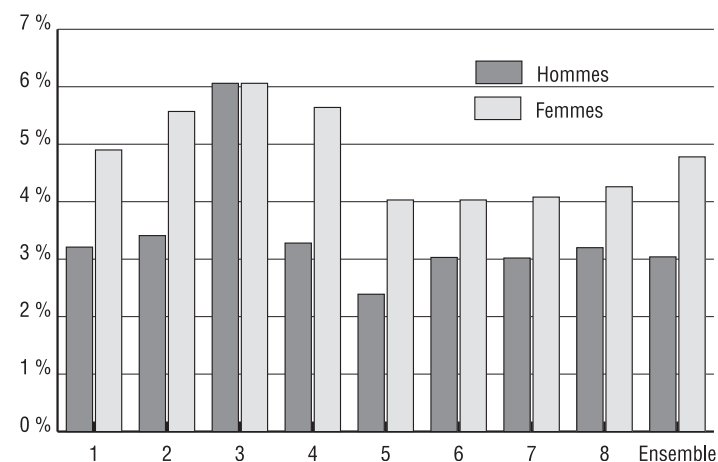


Tableau 2

Taux de rendement interne pour la génération 1946, par sexe (en %)

	Individus types								Ensemble
	1	2	3*	4	5	6	7	8	
Hommes	3,21	3,41	6,06	3,28	2,39	3,03	3,02	3,20	3,04
Femmes	4,90	5,57	6,06	5,64	4,03	4,03	4,08	4,26	4,78
Écart (hommes-femmes)	- 1,69	- 2,16	0,00	- 2,36	- 1,64	- 0,99	- 1,06	- 1,06	- 1,74

*Pour le groupe 3, la mortalité n'est pas différenciée par sexe, les Tri sont donc égaux.

Effet redistributif des dispositifs de solidarité « directs »

Le minimum contributif et les droits familiaux – qui entrent dans le calcul de la pension – visent de façon directe à assurer un socle de solidarité au régime de retraite public, le minimum contributif en garantissant un niveau de prestation minimal et les droits familiaux, avec la vocation initiale de reconstituer « une carrière normale », en prenant en considération la période de travail de la mère au foyer (Robert Boulouin cité par Brocas, 2003).



Les profondes transformations socio-économiques qui ont affecté le marché du travail au cours des dernières décennies ont cependant détourné ces dispositifs de leur rôle premier : le minimum contributif est pour beaucoup jugé insuffisant pour assurer un niveau de vie convenable à des assurés ayant longtemps travaillé avec de faibles salaires, alors que la finalité des droits familiaux apparaît ambiguë – compensation ou incitation à rester au foyer ? – et que l'inégalité de traitement qu'elle constitue vis-à-vis des hommes soulève la question de leur maintien⁹.

Influence du minimum contributif

En 1983, le minimum contributif est instauré pour permettre aux assurés ayant cotisé suffisamment longtemps de disposer d'une retraite (base + complémentaires) supérieure au minimum vieillesse, accordé sous conditions de ressources mais sans contrepartie contributive.

S'intéressant aux assurés ayant pris leur retraite en 2000, Glénat et Gleizes (2004) relevaient que le taux de rendement interne des bénéficiaires du minimum contributif était de 5,21 % pour les hommes (23 % de bénéficiaires) et de 7,04 % pour les femmes (56 % de bénéficiaires) contre, respectivement, 3,47 % et 4,23 % pour les non-bénéficiaires. En moyenne, bénéficiaires et non-bénéficiaires confondus, le minimum contributif apporte un gain de 0,39 point pour les hommes, 0,25 point pour les femmes, le Tri des hommes passant de 3,47 % à 3,86 %, celui des femmes de 4,54 % à 5,79 % grâce au dispositif.

En pratique, le minimum contributif concerne une population ayant perçu de faibles salaires, qui a suivi une carrière longue et/ou a différé son départ en retraite pour pouvoir prétendre au taux plein. Avec des carrières peu rémunérées, achevées précocement ou durablement interrompues, et qui reculent la demande de leur pension à 65 ans, les individus types 1 et 4 sont donc directement visés, même si en raison de leur durée d'assurance trop faible, ils ne peuvent disposer du montant entier du minimum contributif. Le dispositif leur permet ainsi d'augmenter le rendement de leur retraite de respectivement 0,59 et 1,45 point (cf. tableau 3). Les femmes qui suivent le profil de carrière 4 peuvent même prétendre à une augmentation du Tri de 1,75 point. Globalement, le minimum contributif accroît le taux de rendement de la retraite de 0,31 point.

Tableau 3

Taux de rendement interne avec et sans minimum contributif (en %)

	Individus types								Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	
Hommes									
Avec minimum	3,21	3,41	6,09	3,28	2,39	3,03	3,02	3,20	3,04
Sans minimum	2,57	3,16	5,52	1,66	2,19	3,03	3,02	3,20	2,67
(Écart)	0,64	0,25	0,57	1,62	0,19	0,00	0,00	0,00	0,37
Femmes									
Avec minimum	4,90	5,57	6,06	5,64	4,03	4,03	4,08	4,26	4,78
Sans minimum	4,32	5,57	5,96	3,89	3,99	4,03	4,08	4,26	4,29
(Écart)	0,58	0,00	0,10	1,75	0,04	0,00	0,00	0,00	0,49
Ensemble									
Avec minimum	4,47	4,65	6,06	4,81	3,23	3,37	3,35	3,47	3,95
Sans minimum	3,88	4,65	5,83	3,36	3,11	3,37	3,35	3,47	3,64
(Écart)	0,59	0,00	0,23	1,45	0,12	0,00	0,00	0,00	0,31

Influence des droits familiaux, majoration de durée d'assurance (MDA) et assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)

Le nombre d'enfants élevés intervient dans le montant de la pension servie par le régime général d'assurance vieillesse par le biais de trois dispositifs : une majoration de pension de 10 % à partir du troisième enfant, une majoration de durée d'assurance, la MDA, accordée aux femmes pour chacun de leurs enfants, et l'assurance vieillesse des parents au foyer, l'AVPF, c'est-à-dire le report d'un salaire au compte retraite par les caisses d'allocations familiales, pour les personnes sans activité professionnelle ou élevant seules leur enfant et dont le revenu professionnel est faible (inférieur à 4 243 € en 2004), allocataires comme parent d'un enfant de moins de 3 ans ou percevant le complément familial pour trois enfants âgés de moins de 21 ans.

En se limitant aux majorations de durée d'assurance qu'impliquent ces droits familiaux, deux effets peuvent être distingués : un effet de « premier ordre » qui augmente le montant de la pension attribuée et un effet de « second ordre » qui abaisse l'âge de départ en retraite, un même montant de pension pouvant être atteint plus précocement.

⁹ Ces problématiques sont exposées de façon succincte dans la note introductive à la séance du Cor du 2 octobre 2002 portant sur l'égalité hommes-femmes, disponible sur le site Internet du Cor (www.cor-retraite.fr).



Ces deux effets agissent positivement sur le rendement de l'opération retraite. Les femmes sont les premières concernées, car la MDA n'est pas accordée aux hommes et bien que l'AVPF leur soit ouverte, ils ne représentent qu'un bénéficiaire sur dix et seul un homme sur vingt est prestataire.

Les individus types 1, 2 et 4 sont ceux pour lesquels le gain de rendement procuré par la MDA et l'AVPF est le plus élevé, respectivement de 0,79, 0,92 et 0,72 point (cf. tableau 4). Tous trois suivent une carrière salariale courte dans le secteur privé et, pour les individus 1 et 4, une part non négligeable de la durée validée provient de ces droits familiaux (respectivement 35 % et 16 %).

Tableau 4

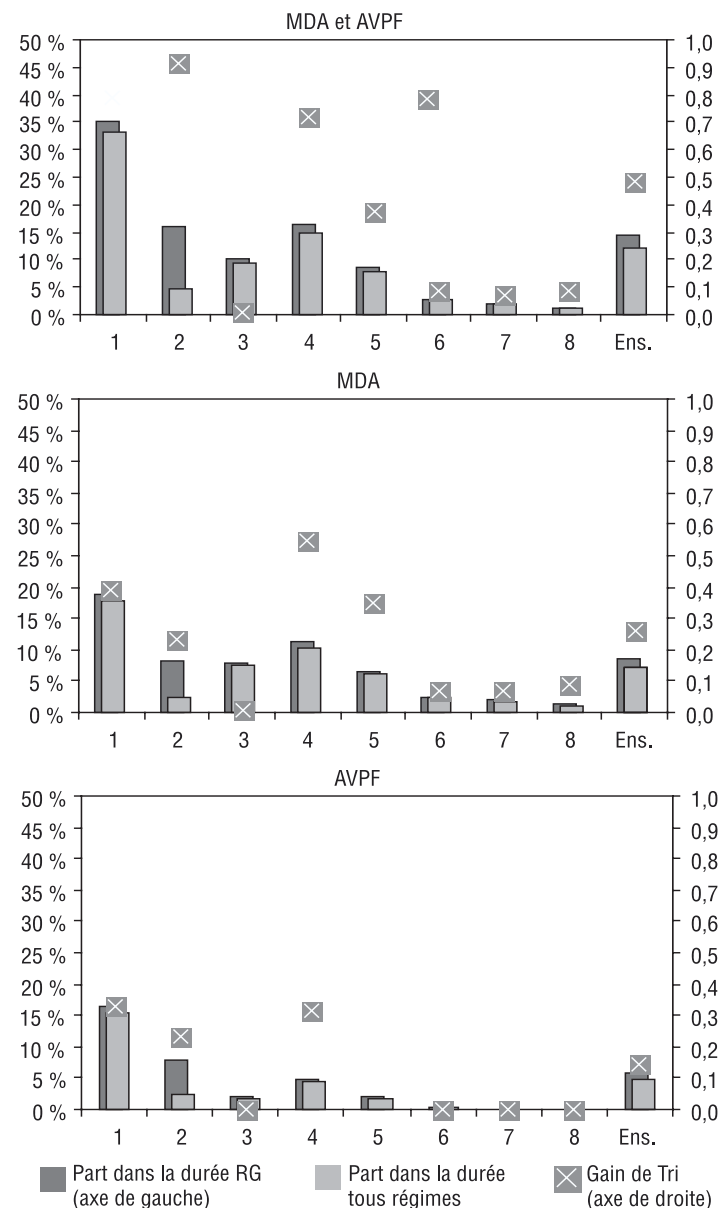
Taux de rendement interne avec et sans droits familiaux

Hommes et femmes	Individus types								Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	
Taux de rendement interne (en %)									
Règles en vigueur	4,47	4,65	6,06	4,81	3,23	3,37	3,35	3,47	3,95
Sans MDA	4,08	4,42	6,05	4,26	2,88	3,30	3,28	3,38	3,68
Sans AVPF	4,14	4,42	6,05	4,49	3,24	3,37	3,35	3,47	3,80
Sans MDA ni AVPF	3,68	3,74	6,05	4,09	2,86	3,28	3,28	3,38	3,46
Gain par rapport aux règles en vigueur (en points)									
MDA	-0,39	-0,24	-0,01	-0,55	-0,35	-0,07	-0,07	-0,09	-0,26
AVPF	-0,33	-0,24	0,00	-0,32	-0,01	0,00	0,00	0,00	-0,14
MDA + AVPF	-0,79	-0,92	-0,01	-0,72	-0,37	-0,09	-0,07	-0,09	-0,48
Part dans la durée d'assurance validée au régime général à la liquidation (règles en vigueur en %)									
MDA	18,83	8,07	8,03	11,42	6,51	2,49	1,90	1,27	8,59
AVPF	16,47	7,82	1,95	4,92	1,90	0,34	0,07	0,10	5,89
MDA + AVPF	35,30	15,89	9,98	16,34	8,41	2,83	1,97	1,37	14,48
Âge de départ en retraite (taux plein)									
Règles en vigueur	65 ans	60 ans	60 ans	64 ans	63 ans	60 ans	60 ans	60 ans	62,1 ans
Sans MDA	65 ans	60 ans	60 ans	65 ans	65 ans	60 ans	60 ans	60 ans	62,5 ans
Sans AVPF	65 ans	60 ans	60 ans	65 ans	63 ans	60 ans	60 ans	60 ans	62,2 ans
Sans MDA ni AVPF	65 ans	65 ans	60 ans	65 ans	65 ans	60 ans	60 ans	60 ans	63,2 ans

Le lien entre contribution à la durée d'assurance et rendement est cependant ténu (cf. graphiques 5), l'âge de la liquidation de la retraite et de la cessation d'activité jouant un rôle de levier important.

Graphiques 5

Contribution des droits familiaux au Tri et à la durée d'assurance au départ en retraite selon les règles en vigueur





La suppression des droits familiaux n'affecte pas l'âge d'éligibilité au taux plein des personnes qui ont suivi des carrières très courtes (individu type 1) ou de celles qui ont suivi des carrières longues, mais dont la contribution de la MDA et de l'AVPF à la durée d'assurance est faible (individus types 6, 7 et 8). Les premiers font valoir leurs droits à pension à 65 ans, les seconds à 60 ans. En revanche, pour les assurés aux carrières relativement longues, la validation des trimestres associés aux droits familiaux permet d'accéder au taux plein avant l'âge de 65 ans et l'absence de MDA et/ou d'AVPF les contraint à différer leur départ en retraite pour y être éligible. Trois situations différentes se présentent alors :

- les assurés qui ne font que différer leur départ en retraite, mais ne modifient pas la date de leur cessation d'activité et ne valident donc pas davantage de trimestres ;
- les assurés qui diffèrent leurs dates de cessation d'activité et de départ en retraite et valident de la durée d'assurance par cotisations ;
- les assurés chômeurs indemnisés qui valident de la durée d'assurance jusqu'à leur départ en retraite, mais à titre gratuit.

Ces trois situations sont illustrées par les individus types 2, 4 et 5 respectivement.

- Pour l'individu type 2, à la carrière longue, la durée d'assurance ne devient insuffisante pour qu'il puisse prétendre au taux plein dès 60 ans que dans le cas de la suppression conjointe de l'AVPF et de la MDA. La durée en retraite est alors raccourcie de cinq ans, ce qui accentue la dégradation du taux de rendement due à la seule baisse du montant de la pension (effet de « premier ordre ») : alors que l'on aurait pu s'attendre à une perte d'environ 0,6-0,7 point (0,24 point pour chacun des droits familiaux plus un effet croisé), le Tri perd 0,92 point par rapport aux règles effectivement en vigueur.
- Pour l'individu type 4, la durée d'assurance est juste suffisante pour qu'il puisse prétendre au taux plein avant l'âge de 65 ans. Aussi, la suppression ne serait-ce que d'un des deux droits familiaux suffit-elle à contraindre l'assuré de reculer son départ en retraite. Dans la mesure où ce recul s'effectue par la poursuite d'une activité salariée dans le secteur privé, deux facteurs expliquent la baisse du taux de rendement : l'accroissement de l'effort contributif et le raccourcissement d'un an de l'espérance de la durée en retraite. Il ressort que la suppression conjointe de l'AVPF et de la MDA dégrade davantage le taux (- 0,72 point) que la suppression de seulement un des deux avantages (- 0,55 point pour la MDA,

- 0,32 point pour l'AVPF), mais que l'effet conjoint reste inférieur à la somme de ces deux effets isolés (- 0,87). Dans ce cas, les pertes liées au surcroît de cotisation et à la non-perception de pension pendant une année sont réparties sur les deux avantages, alors que la baisse du montant de la pension servie reste limitée au prorata qui s'effectue sur la durée d'assurance validée au régime général, le taux plein étant acquis et le salaire annuel moyen inchangé.

- Pour l'individu type 5, qui arrive à la retraite en tant que chômeur, la durée d'assurance ne devient insuffisante pour qu'il puisse prétendre au taux plein avant 65 ans qu'en cas de suppression de la MDA. L'AVPF ne représente que 1,9% de la durée d'assurance validée ; les conséquences de sa suppression sont donc négligeables, mais accentuent celles de la suppression de la MDA.

Ces effets sont naturellement plus importants sur la population féminine (cf. tableau 5) et le gain de rendement procuré par la MDA et l'AVPF varie entre 0,24 point pour une carrière longue, continue, avec des salaires proches du plafond (individu type 7) et 1,48 point pour une carrière longue, mais dont l'essentiel de la durée d'assurance est validée hors du secteur privé (116 trimestres sur 171 pour l'individu type 2).

Walraët et Vincent (2003) estiment que la MDA et l'AVPF génèrent des gains de rendement d'au plus 0,7 point, les premières bénéficiaires étant alors les femmes rémunérées au 3^e décile du salaire moyen par année travaillée. En raison des conditions d'attribution de l'AVPF, les gains qui restent inférieurs à 0,2 point jusqu'au deuxième enfant, passent à 0,8 point avec trois enfants et atteignent 2,2 points pour quatre enfants.

Les évaluations menées sur des carrières types font ici ressortir des disparités généralement plus fortes ; pour les femmes, selon la carrière suivie, les gains de taux de rendement interne s'échelonnent de 0 à 1,48 point. Les effets redistributifs des droits familiaux en faveur des assurés aux carrières les plus courtes et/ou aux salaires les plus bas sont donc importants. L'étude des écarts de taux de rendement à partir de carrières types, représentatives de groupes définis par une proximité de déroulement des parcours professionnels et non par des critères normatifs, souligne ici la conjonction de la redistribution horizontale qui s'opère des assurés sans enfant vers les assurés avec enfant et de la redistribution verticale des assurés à hauts revenus vers ceux aux bas revenus, celle-ci rejoignant la corrélation négative entre l'activité des femmes et le nombre de leurs enfants.



Les droits familiaux permettent donc aux femmes peu actives du fait de leurs charges familiales de prétendre à des rendements de la retraite élevés, proches voire dépassant 5 % (cf. tableau 5). Néanmoins, il ressort que même en l'absence de ces dispositifs, les taux de rendement des pensions féminines restent supérieurs à ceux des pensions masculines de 0,65 à près d'un point (exclusion faite de l'individu 3). Le seul avantage qui consiste à percevoir une retraite plus longtemps permettrait donc aux femmes de compenser leur position possiblement moins favorisée sur le marché du travail. Dans l'hypothèse d'une suppression de la MDA et de l'AVPF, cette compensation s'exercerait alors quasi uniformément, sans différenciation nette selon la carrière suivie, c'est-à-dire d'une ampleur comparable entre une mère de plusieurs enfants exerçant une activité professionnelle peu rémunérée et une femme sans enfant rémunérée au plafond de la Sécurité sociale.

Tableau 5

Taux de rendement par sexe avec et sans droits familiaux

	Individus types								Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	
Femmes									
Taux de rendement interne (en %)									
Règles en vigueur	4,90	5,57	6,06	5,64	4,03	4,03	4,08	4,26	4,78
Sans MDA	4,40	5,05	6,05	4,48	3,23	3,78	3,84	3,96	4,17
Sans AVPF	4,48	5,05	6,06	4,99	3,93	3,99	4,08	4,24	4,45
Sans MDA ni AVPF	3,85	4,09	6,06	4,26	3,20	3,73	3,84	3,92	3,83
Gain par rapport aux règles en vigueur (en points)									
MDA	0,50	0,52	0,01	1,16	0,80	0,25	0,24	0,30	0,61
AVPF	0,42	0,52	0,00	0,65	0,10	0,04	0,00	0,02	0,33
MDA + AVPF	1,05	1,48	0,00	1,38	0,83	0,29	0,24	0,34	0,95
Part dans la durée d'assurance validée au régime général à la liquidation (règles en vigueur en %)									
MDA	26,32	19,61	12,05	14,09	11,84	7,45	6,83	6,45	14,94
AVPF	23,01	19,01	2,93	6,07	3,45	1,01	0,24	0,52	9,60
MDA + AVPF	49,32	38,62	14,97	20,16	15,29	8,46	7,07	6,97	24,53
Hommes									
Taux de rendement interne (en %)									
Règles en vigueur	3,21	3,41	6,09	3,28	2,39	3,03	3,02	3,20	3,04
Écart hommes-femmes (en %)									
Règles en vigueur	-1,69	-2,16	0,03	-2,36	-1,64	-0,99	-1,06	-1,06	-1,74
Sans MDA	-1,19	-1,64	0,04	-1,20	-0,84	-0,74	-0,82	-0,76	-1,13
Sans AVPF	-1,28	-1,64	0,03	-1,71	-1,54	-0,95	-1,06	-1,04	-1,41
Sans MDA ni AVPF	-0,65	-0,68	0,03	-0,99	-0,81	-0,70	-0,82	-0,72	-0,79

Une mise en perspective intergénérationnelle

Soixante ans après sa création, le régime d'assurance vieillesse de la Sécurité sociale arrive à maturité. Si la plupart des pensions versées aux retraités les plus âgés le sont encore sans contrepartie contributive, les nouveaux retraités ont tous pu acquérir des droits au régime général dès leur entrée dans la vie active. Bonnet et Mahieu (2000) estiment ainsi que les assurés nés en 1920 ont pu bénéficier d'un taux de rendement interne supérieur de 5 à 6 points à celui des générations du baby-boom, passant de 9 % pour la génération 1920 à 4 % pour la génération 1945, puis se stabilisant autour de 3 % pour les générations suivantes.

À législation inchangée, dans l'hypothèse où, de génération en génération, les salariés du secteur privé évolueraient dans le même environnement socio-démo-économique et ne modifieraient pas leur comportement, on pourrait anticiper que les mécanismes de redistribution mis en évidence pour la génération 1946 persistent avec une ampleur comparable sur le long terme. Cependant, la réforme des retraites de 2003 a modifié les conditions de liquidation qui prévaudront jusqu'en 2008 et mis en place un calendrier des révisions législatives ultérieures, proposant d'ores et déjà une augmentation graduelle des critères de durée d'assurance jusqu'en 2020. En outre, les prochaines générations de retraités ont traversé un marché du travail en pleine mutation et, si les assurés entrés dans la vie active après le premier choc pétrolier ont suivi des carrières qui ressemblent encore à celles de leurs aînés déjà actifs durant les trente glorieuses, ils sont toutefois plus nombreux à avoir connu des périodes de chômage, à présenter des parcours professionnels morcelés et ce, à des âges plus précoces. Cette « déformation » générale des carrières n'empêche pas des carrières longues de persister (de l'ordre de 20 % des effectifs), mais laisse une part croissante aux carrières les plus discontinues et les moins rémunérées, telles celles du groupe 5 (cf. tableau 5 en annexe, p. 271 et Briard, 2006).

Ainsi, partant d'un scénario de poursuite de l'allongement de l'espérance de vie et d'un maintien des taux de cotisations, il ressort que le taux de rendement interne des pensions des assurés nés en 1960 serait inférieur de 0,76 point à celui des pensions attribuées à la génération 1946 (3,18 % contre 3,95 %, cf. graphique 6, p. 266).



Graphique 6

Taux de rendement interne pour les générations 1948, 1953 et 1960

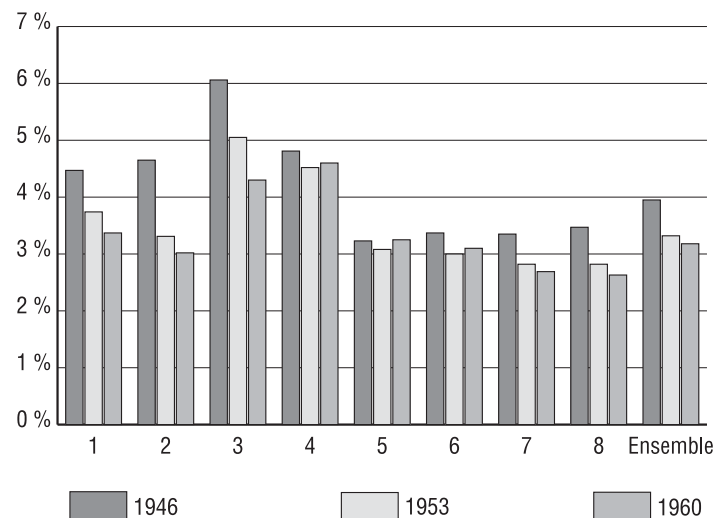


Tableau 6

Taux de rendement interne par génération (en %)

Génération	Individus types								Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1946	4,47	4,65	6,06	4,81	3,23	3,37	3,35	3,47	3,95
1953	3,74	3,31	5,05	4,52	3,08	3,00	2,82	2,82	3,32
1960	3,37	3,02	4,30	4,60	3,25	3,10	2,69	2,63	3,18

Note : taux de cotisation fixé à son niveau de 2006.

La baisse du rendement de la retraite est générale et concerne tous les assurés quel que soit le déroulement de leur carrière, mais les assurés aux carrières les plus longues (profils 2, 3, 7 et 8) sont particulièrement touchés. Ils font face à des conditions de liquidation plus contraignantes que leurs aînés : pour bénéficier d'une retraite à taux plein et entière, les assurés de la génération 1960 doivent justifier de 167 trimestres tous régimes et au régime général, alors que pour la génération 1946, étaient requis 160 et 154 trimestres respectivement. Par ailleurs, ces assurés aux carrières continues ne sont pas plus

« demandeurs » des mécanismes de validation « gratuite » de trimestres. À l'inverse, les carrières des groupes 4, 5 et 6, plus discontinues, sont davantage marquées par des périodes de chômage et les périodes assimilées se substituent – en partie – aux trimestres d'assurance validés par les salaires. Cette contribution plus importante des trimestres gratuits dans la durée d'assurance permet aux générations successives d'assurés de prétendre à un rendement de leur retraite proche de celui de leurs prédécesseurs. Dans cette évolution, seuls échappent à la dégradation du taux de rendement les assurés qui ont suivi les carrières les plus précaires (profil 5) pour lesquels les périodes de chômage sporadiques, mais plus nombreuses, donnent droit à la validation de trimestres sans contribution, et qui accèdent au minimum contributif du fait de la baisse du salaire annuel moyen pris en compte dans le calcul de leur pension.

Cette approche prospective doit cependant être regardée avec réserves en raison de l'hypothèse de législation constante retenue, laquelle ne permet pas d'assurer l'équilibre financier du régime : jusqu'en 2025, année où la génération 1960 (dernière génération considérée ici) est intégralement partie en retraite, le quotient (prestations/cotisations) du régime général se dégraderait de façon continue et atteindrait 1,12 pour un déficit de 13 milliards d'euros.

L'hypothèse d'une augmentation du taux de cotisations au taux d'équilibre du régime reste cependant peu réaliste, car les révisions du régime d'assurance vieillesse public seront multifformes, touchant à la fois les cotisants et les retraités. Une telle hypothèse ne pourrait donc en rien aider à saisir la modification de la répartition des efforts au sein des prochaines générations, mais seulement laisser présager une accentuation de la dégradation du taux de rendement global.

Conclusion

Confronté à des difficultés financières imminentes, en 2003, le législateur a été contraint de revenir sur les règles de calcul des pensions et d'allonger les conditions d'affiliation au régime pour obtenir un même niveau de pension. L'objectif de « soutenabilité financière » a ainsi conduit à une accentuation du caractère contributif et modifié les mécanismes de redistribution.

Pour préserver le sort des plus modestes, le minimum contributif a été réévalué de 3 % en 2004 et 2006. Si en 2003, les droits familiaux accordés aux anciens salariés du privé n'ont pas été remis en cause, il pourrait en être tout autrement dans un avenir proche, aux motifs d'harmoniser la législation entre régimes de retraite, de se rapprocher



d'une égalité de traitement entre hommes et femmes et de clarifier les missions assignées à ces avantages, lesquels assurent une fonction redistributive – l'accentuation des écarts de taux de rendement – *via* une fonction assistancielle – le relèvement du niveau des pensions.

De droit ou de fait, la majoration de durée d'assurance (MDA), l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) et, dans une moindre mesure, le minimum contributif, visent plus directement les femmes. Mais, même en l'absence de ces dispositifs, il ressort de nos évaluations qu'en raison d'une espérance de vie plus longue, les femmes obtiennent de leur retraite une rentabilité supérieure à celle des hommes ; le montant de pension perçu n'en est pas pour autant plus élevé. Si la mission assistancielle de ces dispositifs sort du champ de cet article, les analyses sur la redistribution du régime général restent aussi limitées au petit nombre de mécanismes considérés. Comme en témoigne la persistance des différences de taux de rendement dans les simulations de suppression du minimum contributif ou des droits familiaux, la non-linéarité de la formule de calcul des pensions servies par le régime génère d'autres transferts intragénérationnels.

En se restreignant à une approche purement financière, cet article a visé à mesurer l'ampleur et l'évolution des gains et des pertes de rentabilité pour les retraités du régime général à l'horizon des quinze à vingt prochaines années.

Pour la génération 1946, il ressort que le taux de rendement de l'opération retraite s'établit à près de 4 % et que, selon le profil de leur carrière, les assurés ne s'en écartent pas de plus d'un point, excepté pour la minorité de personnes reconnues invalides jeunes et qui bénéficient d'un rendement de 6 %.

Pour les générations suivantes, la baisse de rendement est générale, en moyenne de 0,77 point, passant de 3,95 % à 3,18 % entre les générations 1946 et 1960. Les assurés aux carrières les plus longues, continues (groupes 2, 7 et 8), appartenant majoritairement aux catégories socioprofessionnelles les plus élevées, sont ceux qui bénéficient le moins des mesures de solidarité et qui connaissent la baisse de rendement la plus importante, supérieure à 1 point. Les assurés bénéficiaires des mesures de solidarité (droits familiaux et validation de la durée passée au chômage), qui présentent des rendements supérieurs, subissent également une baisse de rendement plus modérée, de l'ordre de 0,56 point.

Si la précarisation des carrières des dernières décennies a été atténuée par les mécanismes de compensation du système de retraite (validation des périodes de chômage et minimum contributif notamment), l'augmentation des taux de cotisation intervenue au tournant des années quatre-vingt-dix (+ 1,55 % entre 1988 et 1991) a concerné les actifs d'alors et a donc spécifiquement dégradé le rendement des assurés aux carrières longues (profils 6, 7 et 8) à l'horizon des quinze prochaines années. Les mécanismes de redistribution du régime général ont ainsi contribué à accroître la dispersion des taux de rendement. En supposant la législation inchangée, on pourrait observer que, pour les assurés nés après 1960 (hormis pour ceux ayant connu une longue interruption de carrière), la situation s'inverse et l'éventail des taux se réduit. Face à l'altération des mécanismes de solidarité due à l'allongement des critères de durée d'assurance, la réévaluation du minimum contributif risque donc de ne pas être suffisante à long terme pour préserver le sort des plus modestes. À l'évidence, en raison de son extinction programmée de fait, la possibilité (non étudiée ici) de partir en retraite dès l'âge de 56 ans pour les personnes ayant une longue durée de cotisation et entrées tôt dans la vie active (avant l'âge de 17 ans), ne peut renverser cette perspective.

En 2003, en France, le législateur a privilégié le durcissement des conditions de liquidation à l'accroissement des taux de cotisations. Cependant, ces mesures ne suffiront pas à maintenir le rapport de charges du régime général dont le déficit pourrait dépasser les 10 milliards d'euros en 2025. Dans l'hypothèse où les taux de cotisations seraient augmentés lors des prochains rendez-vous de la législation vieillesse, il conviendrait d'anticiper l'étalement des répercussions de cette augmentation sur les écarts entre les taux de rendement des différentes catégories d'assurés, les premiers à prendre leur retraite et à connaître cette augmentation étant les assurés aux carrières longues, les derniers étant les assurés aux courtes carrières, subissant cette augmentation en début de vie active. Mais outre la dispersion des taux, le niveau de ces taux pourrait devenir un enjeu de justice sociale, dans un contexte où le législateur en appelle à plus de responsabilité individuelle et où le taux de rendement offert par le régime d'assurance vieillesse public est comparé à ceux du marché privé.



■ Annexe

Prise en compte des différences d'espérance de vie

La catégorie sociale et le sexe n'entrent pas comme variables actives dans l'analyse de classification qui permet d'identifier les huit groupes de carrières servant de base à notre étude. Si des proximités peuvent être établies – le groupe 8 est composé pour une large partie (44 %, cf. tableau 1) de cadres et compte une majorité d'hommes (80 % pour la génération 1946) – la typologie de carrières utilisée ne recoupe pas une stratification classique par catégories sociales ou par sexe (Briard, 2006).

Tableau 1 - Répartition par catégories socioprofessionnelles*

	Groupes							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Chefs d'entreprise	1%	3%	0%	0%	0%	0%	2%	2%
Cadres et prof. intell. sup.	11%	21%	10%	6%	6%	6%	33%	44%
Professions intermédiaires	10%	13%	14%	6%	8%	14%	32%	29%
Employés	58%	37%	39%	65%	41%	27%	13%	8%
Ouvriers	20%	27%	36%	22%	44%	53%	20%	18%
Ensemble	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

* La catégorie « Inactifs non retraités » n'est pas représentée, car pour ces premiers chiffres, seules les personnes actives ont été retenues pour déterminer la répartition dans chaque groupe. La catégorie socioprofessionnelle n'est disponible qu'à compter de l'année 2000.
Champ : 500 000 assurés du régime général nés entre 1935 et 1960, salariés dans le secteur privé en 2001.

Tableau 2 - Répartition par sexe, génération 1946

	Groupes							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Hommes	28%	59%	33%	19%	45%	67%	72%	80%
Femmes	72%	41%	67%	81%	55%	33%	28%	20%
Ensemble	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Champ : assurés du régime général nés en 1946.

Le croisement des stratifications par catégories sociales et par sexe avec la typologie de carrières permet de tenir compte des différences d'espérance de vie relevées par l'Insee (cf. tableau 3) pour déterminer des tables de mortalité propres à chacun des huit groupes de carrières/assurés mis en évidence par notre analyse de classification.

Pour tenir compte de la spécificité du groupe 3, constitué de personnes devenues invalides jeunes, est retenue une table de mortalité spécifique aux invalides, mais sans différenciation de sexe. Finalement, les écarts à l'espérance de vie moyenne retenus pour chaque profil de carrière sont ceux présentés dans le tableau 4.

Tableau 3 - Espérance de vie à 35 ans (écarts en années par rapport à l'espérance de vie moyenne à 35 ans)

	Cadres et professions intell. sup.	Professions interméd.	Agriculteurs	Artisans, commerçants	Employés	Ouvriers	Inactifs et retraités	Ensemble
Hommes	43,7 (+ 4,4)	41,7 (+ 2,4)	41,8 (+ 2,5)	41,2 (+ 1,9)	38,5 (+ 4,4)	37,3 (- 2,0)	27,8 (- 11,5)	39,3
Femmes	49,0 (+ 2,5)	48,0 (+ 1,5)	47,0 (+ 0,5)	47,5 (+ 1,0)	47,2 (+ 0,7)	46,0 (- 0,5)	45,7 (- 0,8)	46,5

Tableau 4 - Hypothèses sur l'écart à l'espérance de vie moyenne à 35 ans

	Groupes							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Écart à l'espérance de vie moyenne à 35 ans (en années)	- 2	+ 1	- 5	- 2	- 2	- 1	+ 2	+ 3

Lecture : pour le groupe 1, la table de mortalité hommes est telle que l'espérance de vie à 35 ans est inférieure de 2 ans à la table de mortalité de référence.

Tableau 5 - Représentation de chaque individu type dans l'effectif total (en %)

Génération	Individus types								Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1946	23,34	14,92	0,22	10,36	16,24	13,69	18,90	2,35	100,00
1953	18,76	14,86	0,26	9,50	19,50	16,71	18,01	2,41	100,00
1960	11,56	14,84	0,38	7,54	24,12	20,13	18,70	2,73	100,00

Source : Insee, échantillon démographique permanent et état civil, période 1976-1999.



■ Bibliographie

ASSOUS L., BONNET C., COLIN C., 2001, « Le rendement des régimes de retraite du secteur privé : une comparaison cadre non cadre », *Revue d'économie politique*, numéro spécial, Dalloz, Paris, p. 97-110.

AUBERT P., 1999, « Comparaison du rendement des régimes de retraite : une approche par cas types », Insee, *Économie et Statistique*, n° 328, Paris, p. 61-79.

BOMMIER A., MAGNAC T., RAPOPORT B., ROGER M., 2006, « Droits à la retraite et mortalité différentielle », ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, *Économie et Prévision*, n° 168, La Documentation française, Paris, p. 1-16.

BONNET C., BUFFETEAU S., GODEFROY P., 2004, « Retraite : vers moins d'inégalités entre hommes et femmes ? », Ined, *Population et Sociétés*, n° 401, Paris, 4 p.

BONNET C., MAHIEU R., 2000, « Taux de rendement interne par générations des régimes obligatoires de retraite : calcul à l'aide d'un modèle de microsimulation dynamique », EHESS-CNRS, *Revue économique*, vol. 51, hors série, Presses de Sciences Po, Paris, p. 77-95.

BOSKIN M.J., KOTLIKOFF L.J., PUFFERT D.J., SHOVEN J.B., 1987, "Social Security: A Financial Appraisal Across and Within Generations", *National Tax Journal*, vol. 40, n° 3, p. 19-34.

BRIARD K., 2006, *Du marché du travail à la retraite : des trajectoires types pour les assurés du régime général*, Thèse de doctorat en sciences économiques, université Paris-Dauphine, 345 p.

BRIARD K., 2004, « Le clivage hommes-femmes : une approche segmentée du marché du travail », Cnav, *Retraite et Société*, n° 43, La Documentation française, Paris, p. 35-63.

BROCAS A.-M., 2003, « Les femmes et la retraite en France : un aperçu historique », Cnav, *Retraite et Société*, n° 43, La Documentation française, Paris, p. 11-33.

COLIN C., LEGROS F., MAHIEU R., 2000, « Des spécificités de carrière aux spécificités institutionnelle des régimes de retraite », EHESS-CNRS, *Revue économique*, vol. 51, n° 7, hors série, Presses de Sciences Po, Paris, p. 97-114.

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES (COR), 2006, *Retraites : perspectives 2020-2050*, Troisième rapport, La Documentation française, coll. « Rapports officiels », Paris, 279 p.

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES (COR), 2004, *Retraites : les réformes en France et à l'étranger ; le droit à l'information des assurés*, Deuxième rapport, La Documentation française, coll. « Rapports officiels », Paris, 427 p.

CORONADO J., FULLERTON D., GLASS T., 2000, "The Progressivity of Social Security", National Bureau of Economic Research, *Document de travail*, n° 7520, 48 p.

DUPUIS J.-M., EL MOUDDEN C., 2003, « Les difficultés de mesurer l'aspect redistributif d'un système de retraite », Insee, *Économie et Statistique*, n° 366, Paris, p. 56-61.

GLEIZES M., PLESSIS C., TOURNE M., 1997, « La retraite des salariés du secteur privé en 2015 », Cnav, *Retraite et Société*, n° 20, Paris, p. 7-19.

GLÉNAT M., GLEIZES M., 2004, « Redistribution intragénérationnelle au sein du régime général », Cnav, *Retraite et Société*, n° 43, La Documentation française, Paris, p. 65-97.

JUSOT F., 2004, « Mortalité et inégalités de revenu en France », Delta, *Document de travail*, 33 p.

KESSLER D., MASSON A., 1985, « Effets redistributifs du système de retraite et vieillissement individuel et collectif », *Actes du Congrès international de la population*, Florence, 5-12 juin, p. 461-484.

LEGROS F., 1994, « Caractère redistributif des systèmes de retraite », EHESS-CNRS, *Revue économique*, vol. 45, n° 3, Presses de Sciences Po, Paris, p. 805-817.

LIEBMAN J., 2002, "Redistribution in the Current U.S. Social Security System", in Feldstein M., Liebman J. (eds), *The Distributional Effects of Social Security and Social Security Reform*, University of Chicago Press, p. 11-41.

NAUZE-FICHET E., LERAIS F., LHERMITTE S., 2003, « Les projections de population active 2003-2050 », Insee, *Insee Résultats*, série société, n° 13, 25 p.

ORSZAG P.R., 1999, "Individual Accounts and Social Security: Does Social Security Really Provide a Lower Rate of Return?", Center on Budget and Policy Priorities, 47 p., <http://www.cbpp.org/3-11-99socsec.htm>.

WALRAËT E., VINCENT A., 2003, « La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé : une approche par microsimulation », Insee, *Économie et Statistique*, n° 366, Paris, p. 31-56.