

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 13 mai 2009 à 9 h 30

« Solidarité et contributivité dans les systèmes de retraite français et étrangers »

Document N°15

<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

**La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite
des salariés du privé : une approche par microsimulation**

Emmanuelle Walraet et Alexandre Vincent

Économie et Statistique N° 366 - INSEE 2003

La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé : une approche par microsimulation

Emmanuelle Walraet et Alexandre Vincent*

L'impact redistributif du système de retraite français des salariés du privé est analysé ici, pour les générations nées dans les années 1950, avant la réforme intervenue en 2003. Les transferts redistributifs sont évalués en se fondant sur la comparaison des taux de rendement interne. La redistribution intragénérationnelle peut s'apprécier selon deux dimensions : une dimension verticale, en fonction du salaire ; une dimension horizontale, essentiellement liée au nombre d'enfants. Afin de neutraliser les transferts induits par le système de retraite entre membres d'un même ménage (surtout de l'homme vers la femme), la redistribution est envisagée au niveau des individus mais aussi des couples. L'analyse est menée à partir de l'Enquête *Patrimoine* 1998, complétée au moyen du modèle de microsimulation dynamique *Destinie*.

Entre individus, la redistribution est manifeste : les femmes, et particulièrement celles qui disposent des plus bas salaires, en sont les principales bénéficiaires. Parmi les couples, la redistribution est encore nette, dirigée essentiellement vers ceux dont les salaires sont les plus faibles. Une grande part de cette redistribution verticale est imputable au minimum contributif. Les transferts vers les couples ayant élevé plus d'enfants sont très nets et sont largement dus aux avantages familiaux de durée d'assurance. Par ailleurs, les transferts anti-redistributifs dus aux différentiels de mortalité restent de faible ampleur. Ils se concentrent dans la population masculine mais ne conduisent pas globalement à des transferts anti-redistributifs au sein des hommes. Ils n'affectent pas la redistribution entre couples.

* Au moment de la rédaction de cet article, Emmanuelle Walraet appartenait à la division Redistribution et politiques sociales du département des Études économiques d'ensemble de l'Insee et Alexandre Vincent, doctorant au DELTA (UMR ENS-CNRS-EHESS), était ATER à l'Université d'Orléans.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

On compare souvent les systèmes de retraite, en tant qu'instruments obligatoires d'allocation intertemporelle des ressources, à des formes tutélaires d'épargne sur le cycle de vie. Ainsi, les pouvoirs publics peuvent les employer pour mener à bien une certaine redistribution. De nombreux travaux ont montré qu'un système de retraite par répartition repose sur des transferts entre cohortes, mais un système de retraite peut aussi modifier la distribution des revenus au sein d'une même génération.

L'impact redistributif intragénérationnel d'un système de retraite provient à la fois des règles de calcul de la pension et de l'hétérogénéité individuelle au sein de la population. Par exemple, dans le secteur privé, le calcul des pensions fait intervenir plusieurs dispositifs ouvertement redistributifs, comme le minimum contributif. En outre, plusieurs dispositifs non contributifs offrent aux chômeurs et aux préretraités, de même qu'aux femmes ayant élevé des enfants, des majorations de durée validée.

Cet article évalue le niveau de redistribution intragénérationnelle induit par les règles du système de retraite des salariés du secteur privé, telles qu'elles prévalaient avant la loi Fillon du 21 août 2003 (1). Les effets redistributifs sont mesurés grâce au taux de rendement interne, défini comme le taux d'actualisation pour lequel la somme actualisée des cotisations égale celle des prestations sur le cycle de vie de l'individu. Dans une perspective analytique, on distingue les effets redistributifs induits par différents dispositifs. Comme dans les articles récents de Coronado, Fullerton et Glass (2000) et de Gustman et Steinmeier (2001), cette question est abordée du point de vue des revenus individuels, mais aussi en prenant en compte ceux des couples. En effet, si l'on suppose qu'il y a mise en commun des ressources au sein du couple, les transferts financiers opérés par le système de retraite entre conjoints (le plus souvent de l'homme vers la femme) sont purement fictifs. Sous cette hypothèse, ils doivent donc être exclus de l'analyse. On mesure alors l'impact redistributif du système de retraite en ayant recours aux taux de rendement interne, successivement calculés sur la base des revenus des individus puis des couples. La redistribution peut s'interpréter selon deux dimensions : une dimension *verticale*, c'est-à-dire entre individus ou ménages ayant des niveaux de revenus différents, et une dimension *horizontale*, principalement selon le nombre d'enfants.

Le système de retraite se compose, en France, d'un grand nombre de régimes, aux règles assez disparates. Environ 65 % des travailleurs (la plupart des salariés du secteur privé) ressortissent au régime général, cependant que les fonctionnaires, les salariés agricoles ou les indépendants bénéficient de régimes spécifiques (Blanchet et Pelé, 1997). Dans cet article, seuls sont considérés des salariés ayant cotisé durant la totalité de leur carrière au régime général, c'est-à-dire des unipensionnés du secteur privé. La coexistence de nombreux régimes représente un facteur possible d'inégalité entre bénéficiaires de régimes différents, mais cet aspect de la redistribution intragénérationnelle ne sera pas abordé ici.

Les données nécessaires à une telle étude doivent être très complètes puisqu'il faut disposer d'informations sur les carrières de couples durant la totalité du cycle de vie. En l'absence de telles données, on a choisi de compléter celles qui sont disponibles au moyen de microsimulations. L'enquête *Patrimoine* 1998 sert de base, elle est complétée par le modèle de microsimulation dynamique *Destinie* développé à l'Insee. La redistribution est ainsi étudiée au sein d'une cohorte de couples dans lesquels les deux conjoints sont nés entre 1948 et 1960 (cf. encadré 1).

Évaluer les effets redistributifs d'un système de retraite au sein d'une génération

Un système de retraite est généralement considéré comme redistributif si le rendement des cotisations décroît avec le revenu (2). Dans des systèmes très contributifs, où le lien entre contributions et prestations est étroit, le rendement des cotisations ne dépend pratiquement pas du niveau de revenu. Il n'y a alors quasiment pas de transferts intragénérationnels. Par exemple, dans le cas théorique d'un système de retraite actuariellement neutre, Coppini (1976) et Lagarde et Worms (1978) considèrent qu'il n'y a pas de redistribution. Inversement, un système distribuant des pensions forfaitaires, indépendantes du niveau des cotisations versées, engendre un degré de redistribution élevé. Dans

1. Les dispositions nouvelles introduites par la loi Fillon du 21 août 2003 n'ont pu être prises en compte dans cet article, rédigé avant.

2. Le revenu est ici entendu au sens large.

DONNÉES : MICROSIMULATION À PARTIR DE L'ENQUÊTE PATRIMOINE

Afin d'étudier la redistribution au niveau des couples, il est nécessaire de disposer d'informations sur les carrières des deux conjoints (revenus, cotisations versées, âge de départ à la retraite) et sur les événements démographiques les affectant (mise en couple, naissance des enfants, âge de décès). En France, de telles données existent au niveau individuel (1), mais ne sont pas disponibles au niveau des couples. À défaut, on s'est appuyé sur l'enquête *Patrimoine* 1998 de l'Insee en la complétant par microsimulation. L'enquête fournit les salaires perçus en 1998 ainsi que des données rétrospectives sur la situation d'activité des membres du ménage. Les données sont complétées par une simulation des événements économiques et démographiques affectant cette population, grâce au modèle de microsimulation dynamique *Destinie* de l'Insee.

Reconstruire les carrières salariales

Concernant la construction des carrières salariales et le passage à la retraite, le principe général est d'imputer les salaires antérieurs à 1998, puis de simuler la situation d'activité et les salaires année par année après 1998. Les âges de départ à la retraite sont simulés comme le résultat d'un arbitrage entre revenu et loisir, dans l'esprit du modèle de Stock et Wise (1990). L'annexe 1 décrit plus précisément le fonctionnement du modèle *Destinie*. Globalement, cette approche permet une bonne représentation de l'hétérogénéité individuelle au sein de la population. Ce modèle a déjà été utilisé dans une étude de Bonnet et Mahieu (2000) portant sur la redistribution intergénérationnelle.

Tenir compte des différences d'espérance de vie...

Comme les différences d'espérance de vie selon le niveau de revenu peuvent entraîner des effets anti-redistributifs, il est important de les prendre en compte. Dans *Destinie*, toutes les variables socioprofessionnelles sont résumées par une proxy : l'âge de fin des études (2). Le processus de détermination des salaires et les taux de mortalité individuels dépendent de cette variable, de sorte que les différences d'espérance de vie en fonction du niveau de revenu sont bien prises en compte dans le modèle. Néanmoins, comme l'échantillon s'appuie sur l'enquête *Patrimoine* 1998, il est constitué d'individus en vie à cette date. Par souci d'homogénéité entre les générations de l'échantillon, on a sélectionné des individus dépassant leur cinquantième anniversaire. Cette restriction élimine assez peu d'individus mais pourrait limiter les effets anti-redistributifs observés surtout au sein des hommes. En effet, selon leur âge de fin d'études, 4 à 10 % des hommes et 1 à 2 % des femmes de la génération 1948 décèdent entre 20 et 50 ans (calcul des auteurs à partir de Vallin et Meslé, 2001).

... et des spécificités des mises en couple

Dans le cadre d'une étude de la redistribution au niveau des couples, il faut aussi intégrer les caractéristiques principales des carrières des deux conjoints qui

pourraient avoir un impact redistributif. En premier lieu, les conjoints ont, en général, une faible différence d'âge (en France, elle est en moyenne de deux ans). Ils vont donc connaître, au cours de leur carrière, des conditions économiques similaires sur le marché du travail. Les conjoints se verront aussi appliquer des barèmes semblables pour le calcul de leurs cotisations et de leurs prestations (notamment les taux de cotisation, coefficients de revalorisation des salaires portés au compte et des pensions, valeurs d'achat et valeur au moment de la liquidation des points ARRCO et AGIRC). La différence d'âge entre les époux a aussi une incidence sur la durée de veuvage, et donc de perception de la pension de réversion. En deuxième lieu, le processus de formation du couple n'est pas sans conséquences sur les niveaux de salaire des conjoints. Ainsi, si les conjoints ont des niveaux de qualification comparables (appariements sélectifs), leurs niveaux de salaire seront corrélés positivement, ce qui atténue les transferts au sein du couple. Dans *Destinie*, pour chaque année de simulation, un couple présent provient soit d'un ménage observé en 1998 dans l'enquête *Patrimoine* soit d'une union ultérieure entre deux célibataires, sur des critères d'âge et d'âge de fin des études (Robert-Bobée, 2001). Ainsi, pour les couples formés après 1998, les écarts d'âge et de salaires entre les conjoints sont appréhendés de manière un peu schématique mais réaliste.

Par ailleurs, la littérature sur l'offre de travail montre que les décisions de participation au marché du travail résultent de choix joints au niveau du ménage, comme en témoigne la revue de la littérature de Blundell et MaCurdy (1999). Ce phénomène est partiellement pris en compte dans l'échantillon, dans la mesure où, pour chaque année antérieure à 1998, le statut au regard de l'emploi est connu (3). En revanche, les simulations ne tiennent pas compte de cette dimension jointe de l'offre de travail des couples pour la fin des carrières (4).

→

1. On les obtient par exemple en appariant l'EIR de la Drees (Échantillon Inter-Régime de Retraités de la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques), le panel des DADS sur les revenus (Déclarations Annuelles de Données Sociales de l'Insee) et les fichiers de l'Unedic pour le chômage.

2. La seule variable d'âge de fin des études ne permet pas d'identifier directement les cadres. Chaque année, on suppose que tout salarié ayant un revenu supérieur au plafond est cadre et cotise à l'AGIRC sur la fraction de son salaire qui excède le plafond.

3. Une modélisation précise de l'offre de travail des conjoints en microsimulation est très complexe et fait notamment intervenir les niveaux de salaires des deux membres du couple. Pour un exemple de prise en compte en microsimulation voir Galler (1996).

4. Des articles récents sur données américaines (Blau, 1998 ; Gustman et Steinmeier, 2000) ont également mis en évidence la dimension jointe des décisions de départ à la retraite. Une étude française sur le sujet (Sédillot et Walraet, 2002) montre que le résultat n'est pas si tranché dans le cas de la France, les femmes semblant plus influencées par la décision de départ à la retraite de leur mari que l'inverse. Ces choix joints ne sont pas intégrés dans la modélisation.

un système de prestations mixte, combinant une part très contributive à une part forfaitaire, le caractère redistributif du système dépend directement du poids de la partie forfaitaire dans la pension (Deaton, Gourinchas et Paxson, 2000).

Un système de retraite peut être à la fois contributif et redistributif

Par ailleurs, un système peut être contributif et engendrer simultanément des effets redistribu-

tifs. C'est en particulier le cas lorsque les prestations ne sont pas pleinement adossées aux cotisations. Dans le système de retraite des salariés du privé, plusieurs règles peuvent entraîner ce type de situation. Ainsi, des régimes distincts s'appliquent aux salariés du secteur privé selon que leur salaire dépasse ou non le plafond et selon qu'ils sont cadres ou pas : les niveaux de cotisation ne sont pas les mêmes, ni les règles de calcul des pensions (cf. encadré 2 pour une présentation du régime général et des régimes complémentaires). Par conséquent, ces régimes peu-

Encadré 1 (suite)

Le problème de l'instabilité des couples

L'étude se concentre sur les couples, l'échantillon ne contient donc pas de salariés célibataires. Il ne se restreint cependant pas aux seuls couples mariés (5). Un problème se pose néanmoins de manière récurrente lorsque l'on cherche à développer une analyse à l'échelle des couples : celui de leur instabilité. Le fait d'étudier la redistribution sous cet angle suppose que l'on puisse suivre les salaires et les prestations perçus par chaque couple tout au long du cycle de vie. Dans la mesure où des unions peuvent se former et se défaire à tout moment, il faut choisir une option claire permettant de figer les couples de l'échantillon, par exemple en considérant ceux qui sont formés à un moment ou un âge donnés.

Comme les séparations sont relativement fréquentes en France, et comme en outre cette question du choix des deux conjoints retenus pour définir l'unité d'observation pertinente n'a pas fait l'objet d'une présentation détaillée dans les précédentes études portant sur la redistribution intragénérationnelle, il est opportun d'apporter quelques précisions méthodologiques sur ce sujet. Une première solution serait de s'intéresser aux couples observés dans l'enquête *Patrimoine* 1998. Cela aboutirait à une représentation fidèle de l'hétérogénéité au sein de l'échantillon et rendrait bien compte du processus d'appariement et des choix joints d'offre de travail avant 1998. Mais pour un couple qui connaîtrait ensuite une séparation, le revenu comptabilisé ultérieurement perdrait une bonne part de sa signification économique ; il serait faussé en particulier par le processus d'attribution de la réversion. Par exemple, si une personne perd un conjoint dont les revenus étaient élevés, puis se remarie avec quelqu'un qui perçoit des revenus plus faibles et qui meurt à son tour, alors la pension de réversion finalement attribuée sera d'un montant moindre que celle qu'aurait apportée le premier conjoint. On peut aussi envisager l'exemple d'une personne veuve, qui se remet en ménage. Elle perd alors les droits à réversion issus du premier mariage, mais le second conjoint ne sera pas pris en compte dans cette représentation, qui ne permet de considérer qu'un seul conjoint.

Ces difficultés peuvent être contournées en se concentrant sur les couples formés à une date ou à un âge

ultérieur, plus proche de celui auquel la première pension de réversion est attribuée. Plus précisément, on associe, dans l'analyse, à chaque individu le conjoint qui est à l'origine de sa première pension de réversion ou qui est décédé la même année que lui. Cette définition n'est pas univoque : un individu peut appartenir à deux couples définis de cette manière (6). En pareil cas, c'est le premier couple formé qui est retenu. Ce choix limite le problème posé par l'attribution de la réversion, sans pour autant altérer significativement la représentativité de l'échantillon, puisque moins de 10 % des couples ainsi étudiés se sont formés après 1998.

Des cohortes rapprochées mais suffisamment nombreuses

Enfin, le choix des cohortes à suivre doit satisfaire deux besoins contradictoires. D'une part, il faut en retenir un nombre assez restreint pour s'inscrire dans un cadre intragénérationnel. En particulier, les individus de l'échantillon sélectionnés doivent être confrontés aux mêmes règles de retraite. Pour que la réforme de 1993 ait atteint son plein effet, on doit ainsi se limiter aux individus nés à partir de 1948. D'autre part, comme cette étude porte sur des couples, seuls feront partie de l'échantillon ceux dont les deux membres appartiennent aux cohortes retenues. Si celles-ci sont trop peu nombreuses, alors on se restreint aux couples dont les deux membres ont pratiquement le même âge, ce qui peut introduire un biais. En outre, une telle contrainte réduirait drastiquement la taille de l'échantillon. Devant ce dilemme, on a choisi d'étudier les couples dont les deux membres sont nés entre 1948 et 1960. Aucun critère d'activité n'est ensuite appliqué : l'étude ne se borne pas aux couples bi-actifs. Mais, pour les individus ayant travaillé, on impose que ce soit en tant que salariés dans le secteur privé. L'échantillon comporte 1 192 couples, soit 2 384 individus.

5. Cependant, on suppose que les couples sont mariés lors du décès d'un des conjoints, de manière à ce que le survivant puisse bénéficier, le cas échéant, de la pension de réversion.

6. Par exemple, si un veuf qui reçoit une réversion de sa première femme se remarie et meurt, sa deuxième femme recevra aussi une pension de réversion. Les deux couples ainsi définis (l'homme + sa première femme et l'homme + sa deuxième femme) devraient alors être pris en compte.

vent avoir des rendements différents. Bajram (2000) met en évidence les effets anti-redistributifs qu'a entraînés ce plafonnement dans le passé, en raison de rendements supérieurs pour le régime des cadres. Dans une étude de cas types, Assous, Bonnet et Colin (2001) montrent que le taux de rendement est aujourd'hui comparable pour les cadres et les autres salariés, si l'on ne tient pas compte des différences d'espérance de vie. Un autre élément, potentiellement anti-redistributif, est l'écrêtage à 150 et 160 trimestres dans le calcul de la pension de

base. De ce fait, au-delà de 160 trimestres, des durées cotisées supplémentaires n'améliorent pas la pension par le biais du terme de proratisation ou du taux. Un troisième élément, jouant en faveur d'une certaine redistribution, provient de ce que, dans le régime général, la pension est calculée à partir d'une moyenne des 25 meilleures années (à partir de la génération 1948). En conséquence, seules sont prises en compte les cotisations payées durant une partie de la carrière, ce qui atténue le lien entre cotisations et prestations.

Encadré 2

LE SYSTÈME DE RETRAITE DES SALARIÉS DU SECTEUR PRIVÉ : LES PRINCIPALES DISPOSITIONS

Le système de retraite des salariés du secteur privé comporte deux piliers : le premier, le régime général, verse une pension de base ; le second est constitué par les régimes complémentaires (ARRCO et AGIRC). Ces deux piliers servent des pensions de réversion. Les règles définissant le niveau des prestations sont brièvement rappelées ici. Pour une description plus détaillée, on pourra se référer à Blanchet et Pelé (1997).

Les pensions de base du régime général

Le calcul des pensions de base est assez complexe. Elles sont calculées comme le produit de trois termes : le salaire de référence, le taux de liquidation et un terme de proratisation. Les deux derniers facteurs dépendent du nombre de trimestres validés (1).

- Depuis la réforme de 1993, pour les personnes nées après 1948, le salaire de référence (salaire annuel moyen ou SAM) est constitué par la moyenne sur les 25 meilleures années de leur carrière des salaires bruts plafonnés et revalorisés. Ces salaires successifs sont en effet tronqués au niveau du plafond de la Sécurité sociale de l'année correspondante et revalorisés (2).
- Le taux de liquidation est au maximum de 50 %. Ce taux plein est automatiquement atteint pour un départ en retraite à 65 ans. Néanmoins, il est possible de partir dès l'âge de 60 ans. Le cotisant n'accède alors au taux plein que s'il justifie d'au moins 160 trimestres validés (pour les personnes nées après 1942). Si ce n'est pas le cas, le taux est amputé de 1,25 % par trimestre manquant pour atteindre l'âge de 65 ans ou 160 trimestres validés.
- Outre les périodes de travail effectif, la durée validée intègre d'autres périodes, durant lesquelles le travailleur n'a pas cotisé : les périodes de chômage indemnisé et de préretraite.
- Les avantages familiaux concernent principalement les femmes : leurs durées validées sont augmentées de deux années par enfant élevé par le biais des majorations de durée d'assurance (MDA). D'autres avantages, dont des majorations de durée, sont accordés, sous conditions de ressources, aux parents ayant

choisi de se retirer du marché du travail pour élever leurs enfants (Assurance Vieillesse des Parents au Foyer (AVPF)). Enfin, les parents qui ont élevé trois enfants ou plus voient leurs pensions majorées de 10 %.

- Le produit du taux de liquidation et du SAM est finalement proratisé lorsque la durée validée est inférieure à 150 trimestres. Ce terme de proratisation diminue les pensions d'environ 0,7 % par trimestre manquant pour atteindre 150 trimestres.
- Lorsque la liquidation a lieu au-delà du taux plein, la pension ne peut être inférieure à un montant minimal ou minimum contributif. Si la durée validée est d'au moins 150 trimestres, la totalité du minimum contributif (3) est attribuée à l'assuré. Dans le cas contraire, ce minimum est proratisé sur la base de 150 trimestres.

Deux régimes complémentaires obligatoires

Outre la pension de base, il existe deux régimes complémentaires obligatoires pour les salariés du secteur privé : le régime ARRCO s'applique à tous et l'AGIRC uniquement aux cadres. Les non-cadres cotisent à l'ARRCO sur la base de la totalité de leur salaire. Les cadres cotisent à l'ARRCO pour la part de leur salaire inférieure au plafond de la Sécurité sociale, et à l'AGIRC au-delà du plafond.

Pour chaque année travaillée, les salariés reçoivent un nombre de points proportionnel à leurs cotisations et à la valeur d'achat du point. Le montant de leurs retraites complémentaires une année donnée se calcule alors

→

1. Comme on se restreint ici aux cas d'unipensionnés du régime général, on ne distingue pas la durée validée au régime général de la durée validée tous régimes.
2. En 2002, le plafond de la Sécurité sociale est de 2 352 euros. Les 25 meilleurs salaires pris en compte dans le calcul du salaire de référence sont revalorisés en utilisant un indice évoluant quasiment comme les salaires jusqu'à la fin des années 1980 et comme les prix à la consommation depuis.
3. En 2002, le minimum contributif s'établit à 525,63 euros par mois.

Certains dispositifs, reflétant une logique non contributive, ont eux aussi des conséquences en matière de redistribution. Ainsi le système de retraite garantit un minimum, dit « contributif », parce que son attribution est conditionnelle à une durée de cotisation ou un âge de liquidation suffisants, mais dont le montant est important relativement aux cotisations versées. Au sein du régime général, des épisodes non travaillés peuvent aussi être validés pour le calcul des prestations. De tels dispositifs sont analogues à une assurance contre les aléas de carrière, dans la mesure où ils réduisent leur impact sur la pension de retraite (Caussat, 1996).

Enfin, certaines règles non contributives s'appliquent spécifiquement aux personnes ayant élevé des enfants, et en particulier aux femmes. Dans une étude portant sur ces avantages familiaux, Bonnet et Chambaz (2000) montrent que de tels dispositifs engendrent des différences de traitement entre les individus, selon plusieurs caractéristiques : le nombre d'enfants, le sexe, le statut, le niveau de revenu et le profil de carrière.

On se cantonne ici à l'étude de la redistribution induite par les régimes de retraite obligatoires en ignorant de ce fait l'épargne privée et les

fonds de pension, peu développés en France. Les prendre en compte dans le raisonnement atténuerait les effets redistributifs de la retraite, dans la mesure où le rendement des placements financiers est supérieur à celui de la répartition (Belhaj, 2003) et parce qu'ils profitent généralement plus aux individus à hauts revenus (Delhousse, Perelman et Pestieau, 1992).

L'effet anti-redistributif des différences d'espérance de vie

Les niveaux de cotisation et de prestation ne sont pas les seules caractéristiques individuelles à prendre en considération si l'on veut apprécier les différences de rendement d'un système de retraite. Plusieurs articles soulignent l'importance du rôle joué à cet égard par les différences d'espérance de vie. Par exemple, Kessler et Masson (1985) montrent que, dans le cas français, le système peut engendrer des transferts anti-redistributifs, l'espérance de vie étant positivement corrélée aux revenus du travail. Creedy, Disney et Whitehouse (1993), de même qu'Atkinson, Creedy et Knox (1996) montrent, respectivement dans les cas britannique et australien, que l'impact redistributif de pensions forfaitaires peut être contrebalancé par les écarts

Encadré 2 (suite)

comme le produit du nombre total de points accumulés durant leur carrière par la valeur du point pour l'année considérée. Cette dernière suit approximativement l'évolution de l'indice des prix à la consommation. Les deux régimes (ARRCO et AGIRC) sont fortement contributifs. Ils ne le sont toutefois pas totalement, puisqu'il existe des pénalités pour les individus n'ayant pas atteint le taux plein du régime général. Le niveau des retraites complémentaires versées dépend aussi fortement de la date d'acquisition des points, leur valeur d'achat n'étant pas indexée sur les salaires.

Comme les pensions de base, les retraites complémentaires sont majorées (de 5 % à l'ARRCO et de 10 à 30 % à l'AGIRC) pour les salariés ayant élevé trois enfants ou plus.

Les pensions de réversion

Comme les pensions de droit direct, les pensions de réversion comportent deux parties : les pensions de base et celles qui sont servies par les régimes complémentaires.

En cas de décès d'un salarié, la pension de réversion de base est allouée à son conjoint survivant (4) si celui-

ci remplit trois conditions : avoir plus de 55 ans, avoir été marié au moins deux ans et avoir un revenu individuel total inférieur à un certain montant (2 080 fois le Smic horaire). La pension de réversion de base vaut 54 % de la pension de base du conjoint décédé, avantages familiaux compris. Elle est plafonnée (à 27 % du plafond de la Sécurité sociale) et ne peut être inférieure à un montant minimum (celui de l'allocation aux vieux travailleurs salariés, proratisé sur la base d'une durée validée de 60 trimestres). La pension de réversion de base peut être cumulée à la pension de base propre du conjoint survivant, sous certaines conditions, dites « de cumul ».

L'allocation d'une pension de réversion complémentaire n'est pas soumise à conditions de ressources. Mais une condition d'âge demeure (en général 55 ans pour l'ARRCO et 60 ans pour l'AGIRC). Les pensions de réversion complémentaires valent 60 % de la retraite complémentaire de l'époux décédé, avantages familiaux compris.

4. Si une personne décédée a été mariée plus d'une fois, tous ses anciens conjoints (non remariés) ont droit à une part de sa réversion. Dans le modèle Destinie, on suppose que la totalité de la réversion échoit au dernier conjoint connu.

d'espérance de vie au sein d'une génération. Sur des données américaines, Coronado *et al.* (2000) soulignent aussi l'impact anti-redistributif des différences d'espérance de vie. Enfin, d'un point de vue théorique, Legros (1994) résume cette idée en comparant systèmes bismarckiens et beveridgiens. Sa conclusion est que, si l'on prend acte des différentiels de mortalité, les régimes beveridgiens sont moins éloignés de la neutralité actuarielle et les régimes bismarckiens s'avèrent anti-redistributifs.

Évaluer la redistribution intragénérationnelle au niveau des couples

Afin d'évaluer l'impact du système de retraite en matière de redistribution, il est nécessaire de raisonner à la fois au niveau des individus et au niveau des couples. En effet, dans un système redistributif entre individus, les femmes seront généralement plus avantagées que les hommes, du fait des différences de carrière salariale et d'espérance de vie entre hommes et femmes. Comme les conjoints mettent leurs ressources en commun, une partie de ces transferts aura en fait lieu au sein du couple, typiquement de l'homme vers la femme. La redistribution induite par le système de retraite est donc moindre entre couples qu'entre individus.

Des travaux américains récents (Feldstein et Liebman, 2000 ; Coronado *et al.*, 2000 ; Gustman et Steinmeier, 2001) se consacrent à l'étude de la redistribution intragénérationnelle en considérant les transferts induits par le système de retraite à la fois entre individus et entre couples. Les deux derniers articles montrent que la redistribution globalement opérée par le système de retraite est considérablement atténuée lorsque l'analyse porte sur les couples et non plus sur les individus. Ils soulignent, de plus, l'importance du choix de l'indicateur de revenu sur le cycle de vie retenu pour classer les couples ou individus. Ainsi, la redistribution pourrait disparaître selon l'indicateur de revenu sur le cycle de vie retenu.

Ce sujet ayant été encore très peu étudié dans le cas de la France, cet article se consacre à l'étude des aspects redistributifs intragénérationnels du système de retraite des salariés du secteur privé. Plus précisément, l'objectif est de mesurer la redistribution induite par les règles prévalant avant la réforme Fillon, entre individus et entre couples, en tenant compte de l'hétérogénéité de la population en termes de carrière et d'événements démographiques, notamment le nombre

d'enfants et l'espérance de vie. Car si des transferts redistributifs peuvent se produire entre couples ayant des niveaux de revenus distincts (redistribution verticale), d'autres sont parfois liés à des différences dans le nombre d'enfants ou dans le statut (3) (redistribution horizontale). Dans une approche analytique, on cherche aussi à quantifier les effets induits par les différentiels de mortalité et par certains dispositifs du système de retraite du secteur privé : le minimum contributif, les avantages familiaux de durée (majorations de durée d'assurance, assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)).

Trajectoires professionnelles et salariales

La définition d'indicateurs synthétiques des salaires perçus sur toute la période d'activité est un préalable nécessaire à la description des trajectoires professionnelles et au classement des individus ou des couples selon leurs niveaux de salaire sur le cycle de vie.

Salaires moyen par année travaillée et salaire total sur le cycle de vie

L'idée la plus simple serait d'utiliser le salaire annuel moyen (SAM), intervenant dans le calcul des pensions du régime général. Mais le calcul du SAM n'est pas neutre au regard de la distribution des revenus. D'abord, les salaires sont revalorisés au moyen d'un indice annuel, évoluant quasiment comme les salaires jusqu'à la fin des années 1980 et ensuite comme les prix à la consommation. Cette rupture dans la méthode de revalorisation est purement institutionnelle et ne reflète aucun changement économique réel pour les salariés. En outre, le SAM est basé sur les 25 meilleurs salaires annuels bruts. Pour un salarié comptabilisant moins de 25 années travaillées, la moyenne s'appuie uniquement sur les salaires des années travaillées. De ce fait, le SAM ne permet pas directement de distinguer entre carrières longues et courtes. De plus, seule la part des salaires inférieure au plafond de la Sécurité sociale est prise en compte. Par conséquent, le SAM n'établit aucune distinction entre salariés d'une même génération gagnant plus que le plafond. Cet indicateur n'est donc pas approprié pour étudier le rendement des cotisations payées hors plafond.

3. Cadre/non-cadre.

Pour résoudre les problèmes posés par le plafonnement des salaires et leur indexation, une solution serait de ne pas tenir compte du plafond d'une part et, d'autre part, de choisir un indice unique pour la revalorisation. On retient à cet effet le salaire net moyen dans l'économie nationale. D'autres choix, comme celui de l'indice des salaires bruts voire des prix à la consommation, n'entraîneraient pas de différences majeures dans le cadre d'une étude intragénérationnelle. Par ailleurs, alors que le SAM se réfère aux salaires bruts, il est préférable de considérer les salaires nets, plus proches de la notion de revenu disponible. Une question demeure toutefois : comment agréger ces séquences de salaires en un unique indicateur ? Trois solutions peuvent être envisagées : considérer uniquement le dernier salaire connu avant la retraite, ou la moyenne des salaires nets sur les années travaillées, ou enfin leur somme sur la totalité du cycle de vie. Le dernier salaire connu n'est évidemment pas représentatif de l'ensemble de la carrière d'un individu, car il reflète son salaire à une date donnée et non pendant toute la période d'activité. Il ne saurait donc être retenu. Les deux indicateurs restants s'écrivent :

Salaire net moyen par année travaillée =

$$\frac{\sum_i NW_i \frac{anw_{1997}}{anw_i}}{\sum_i I(NW_i > 0)}$$

Salaire net total sur le cycle de vie =

$$\sum_i NW_i \frac{anw_{1997}}{anw_i}$$

où, pour l'année i , NW_i désigne le salaire net perçu par l'agent et anw_i le salaire moyen dans l'économie nationale. $I(NW_i > 0)$ vaut 1 si l'individu a perçu un salaire l'année i , 0 sinon.

Le salaire net moyen par année travaillée correspond au salaire annuel qu'un individu a perçu en moyenne lorsqu'il a occupé un emploi. Cet indicateur représente bien sa rémunération moyenne, sous l'hypothèse que l'individu se présente sur le marché du travail et trouve un emploi. Mais il ne reflète pas le profil de sa carrière. L'indicateur de salaire net total sur cycle de vie inclut, en revanche, la notion d'années non travaillées (celles où le salaire est nul) et rend mieux compte des aléas de carrière. On appellera ces deux indicateurs, respectivement,

salaire moyen par année travaillée et salaire total sur le cycle de vie.

Ces deux indicateurs reflètent le niveau des revenus du travail au cours de la carrière, qui doit être distingué du niveau de vie. En effet, deux ménages disposant du même revenu courant peuvent avoir des niveaux de vie différents, selon la taille de la famille. On définit un indicateur de salaire par unité de consommation (u.c.) sur le cycle de vie, en suivant l'échelle d'équivalence de l'Insee (4). Le salaire total par u.c. sur le cycle de vie est alors donné par la somme des salaires nets revalorisés, par unité de consommation, c'est-à-dire $\sum_i \frac{NW_i}{uc_i} \frac{anw_{1997}}{anw_i}$, où

NW_i désigne le salaire total du couple et uc_i le nombre d'unités de consommation dans le ménage l'année i .

Pour les femmes, des distributions de salaires plus inégales...

La première remarque est, évidemment, que les femmes gagnent, en moyenne, sensiblement moins que les hommes. Ainsi, le salaire moyen par année travaillée est, pour les hommes, de 20 800 euros (2002), contre 11 700 euros (2002) pour les femmes.

Considérant maintenant les distributions des indicateurs de revenus du travail sur le cycle de vie dans l'échantillon, on compare les courbes de Lorenz associées pour les hommes, les femmes et les couples. La distribution du salaire total sur le cycle de vie pour les hommes domine au sens de Lorenz celle des femmes : la première est donc plus « égalitaire » (cf. graphique I-A). Celle des couples, très proche de la distribution observée pour les hommes, domine aussi au sens de Lorenz celle des femmes. Le processus de formation des couples réduit donc les inégalités de salaire total (cf. annexe 2).

L'écart entre la courbe de Lorenz des hommes et celle des femmes est moins prononcé sur la distribution du salaire moyen par année travaillée (cf. graphique I-B). Dans le cas des femmes (mais aussi, quoique de manière moins nette, dans celui des couples), le salaire total est

4. Pour chaque période, le nombre d'unités de consommation d'un ménage vaut 1 pour le premier adulte, plus 0,5 pour son conjoint et par enfant de plus de 14 ans, plus 0,3 par enfant de moins de 14 ans.

plus inégalement réparti que le salaire moyen par année travaillée, alors que ces deux indicateurs ont des distributions proches pour les hommes (cf. graphique II). Cette observation pourrait signifier que, pour les femmes, le niveau de salaire et le nombre d'années travaillées sont corrélés : les femmes dont la rémunération est plus faible seraient aussi celles qui ont connu des durées de travail plus brèves.

Pour les hommes, comme pour les femmes et les couples, la distribution du SAM domine au sens de Lorenz celle des salaires totaux sur le cycle de vie et celle des salaires moyens par année travaillée. La principale différence entre SAM et salaire moyen réside dans le plafonnement des salaires. Ainsi, l'écart entre les deux courbes est plus marqué pour les hommes que pour les femmes, illustrant le fait que les hommes dont les salaires dépassent le plafond sont proportionnellement plus nombreux que les femmes.

La taille du ménage semble ici indépendante du niveau de salaire, ce qui constitue une caractéristique particulière de l'échantillon. La distribution du salaire total par u.c. sur le cycle de vie (non représentée) est en effet très proche de celle des salaires totaux sur le cycle de vie.

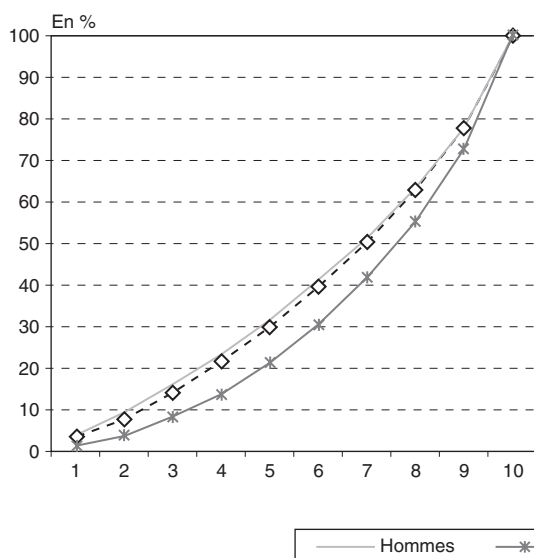
... et des carrières plus courtes

Le nombre moyen d'années travaillées est nettement inférieur à la durée validée moyenne (cf. tableau 1). Pour les hommes, le temps passé au service militaire, au chômage et en préretraite explique l'essentiel de la différence. Pour les femmes, l'écart de 11 ans observé en moyenne provient principalement des majorations de durée d'assurance pour avoir élevé des enfants et de l'AVPF, et aussi des périodes de chômage et de préretraite.

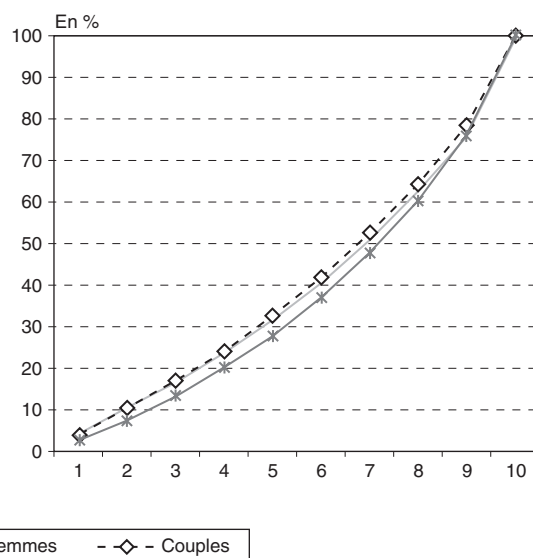
Le graphique III présente les déciles de durées travaillées et validées par sexe. Il confirme un résultat bien établi par ailleurs : dans les générations étudiées ici, la plupart des hommes ont eu des carrières longues (environ 70 % d'entre eux ont travaillé plus de 35 ans), alors que, pour l'essentiel, les femmes en ont connu de plus courtes (moins de 35 ans pour plus de 70 % d'entre elles). La distribution des durées travaillées témoigne d'une forte dispersion au sein de la population féminine. En revanche, si l'on considère les durées validées, la différence entre hommes et femmes s'estompe, non seulement en moyenne comme le montre le tableau 1, mais également en termes de distribution. Après le troisième décile, les deux

Graphique I
Courbes de Lorenz pour les hommes, les femmes et les couples de l'échantillon

A - Salaire total sur le cycle de vie



B - Salaire moyen par année travaillée



Lecture : la moitié des femmes qui ont les salaires totaux les plus faibles regroupe 20 % de la somme des salaires totaux sur l'ensemble des femmes.

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

courbes sont très proches pour les hommes et pour les femmes : 80 % des femmes ont en effet validé des durées supérieures à 35 ans (cf. graphique III-B).

Les durées validées augmentent assez peu avec le niveau de salaire

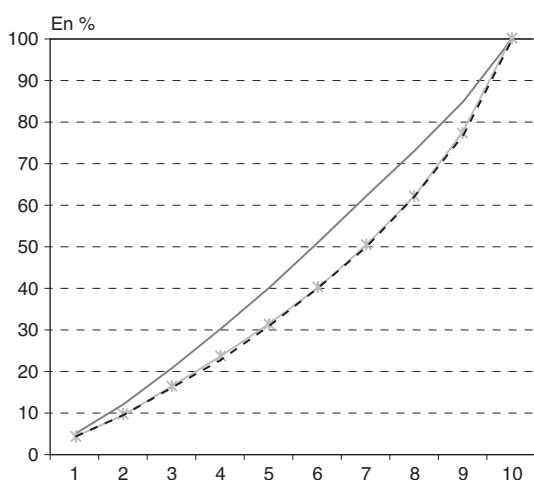
Un grand nombre de femmes ont donc connu des carrières courtes. Pour affiner ce constat, on étudie la corrélation entre le niveau de salaire et le nombre d'années travaillées et validées. Le

tableau 2 présente les durées moyennes travaillées et validées par décile de salaire sur le cycle de vie pour les trois indicateurs.

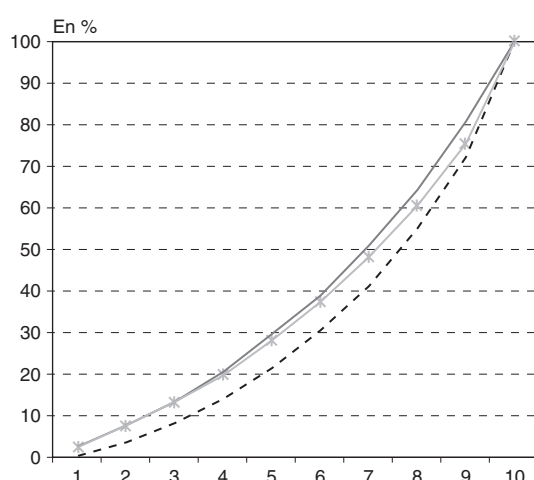
Ces durées moyennes sont assez stables chez les hommes, décroissant très légèrement lorsque les déciles de salaire moyen par année travaillée augmentent, sans doute en raison de durées d'études plus longues (cf. tableau 2-A). Parmi les femmes, les durées validées moyennes varient également assez peu avec le décile de salaire moyen par année travaillée, mais la

Graphique II
Courbes de Lorenz pour les trois indicateurs de revenus du travail sur le cycle de vie

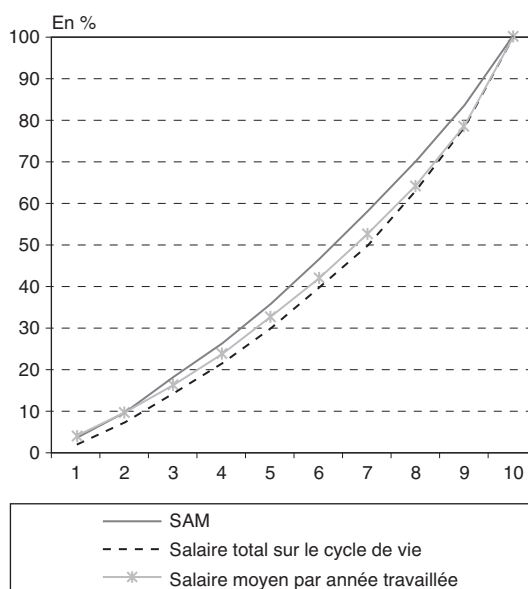
A - Hommes



B - Femmes



C - Couples



Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
 Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

durée travaillée moyenne croît avec le décile : les femmes ont une probabilité plus élevée d'être au chômage ou inactives lorsque leur salaire moyen par année travaillée est faible. Mais cela ne transparait pas en termes de durées validées moyennes par décile de salaire moyen par année travaillée du fait des majorations de durée non contributives (notamment les majorations de durée d'assurance et l'AVPF). Ainsi, ces majorations de durée compensent presque totalement le risque de carrière. Autrement dit, les durées validées sont assez peu sensibles aux aléas de carrière. Il apparaît ainsi que les retraites du secteur privé jouent un rôle assurantiel.

Comme l'indicateur de salaire total sur le cycle de vie prend en compte le nombre d'années travaillées, ces deux variables devraient, mécaniquement, augmenter ensemble. Cette relation croissante est observée à la fois pour les hommes et pour les femmes (cf. tableau 2-B). Pour les hommes, les majorations de durée non contributives (correspondant surtout aux périodes

de chômage et de préretraite) suffisent à compenser les périodes de travail courtes. De ce fait, les durées validées moyennes ne varient pas selon le décile de salaire total sur le cycle de vie. En revanche, pour les femmes, les durées validées moyennes augmentent avec le salaire total sur le cycle de vie, les majorations de durée ne compensant que partiellement un nombre parfois important d'années d'inactivité ou de chômage.

Enfin, le salaire total par u.c. sur le cycle de vie permet aussi de prendre en compte la taille de la famille. Toutefois, les durées validées et travaillées moyennes par décile de salaire total par u.c. et par salaire total sur le cycle de vie sont très proches (cf. tableau 2-C).

Le choix de l'indicateur de salaire sur le cycle de vie est relativement neutre

En conséquence, les classements des individus selon chacun des indicateurs de salaire envisa-

Tableau 1
Durées validées et travaillées moyennes

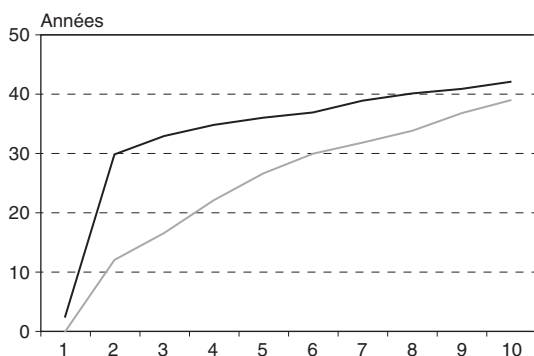
	Années validées	Années travaillées	MDA (1)	AVPF (2)	Préretraite	Périodes de chômage validées
Hommes	41,1	36,5	0	0	2,1	1,4
Femmes	38,7	27,7	4,1	3,1	1,7	1,8

1. Majoration de durée d'assurance.
2. Assurance vieillesse des parents au foyer.

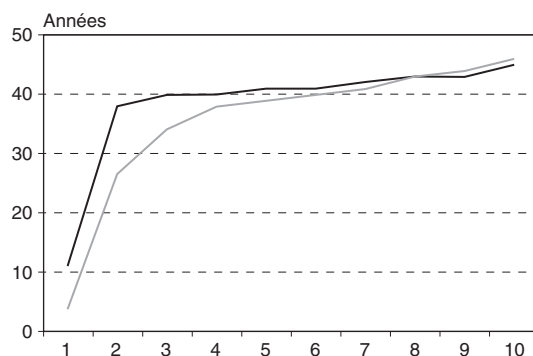
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Graphique III
Déciles de durée travaillée et validée

A - Nombre d'années travaillées



B - Nombre d'années validées



— Hommes — Femmes

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

gés seront fortement corrélés. En effet, pour le salaire moyen par année travaillée et le salaire total sur le cycle de vie, 87 % des hommes, 77 % des femmes et 76 % des couples se classent dans le même décile ou dans un décile adjacent. Dans le cas des hommes, le lien étroit entre ces deux indicateurs s'explique par la faible dispersion du nombre d'années travaillées entre eux. Pour les femmes, la durée travaillée moyenne augmente avec le salaire moyen par année travaillée. L'indicateur de salaire total sur le cycle de vie étant, par définition, le produit du salaire moyen par année travaillée par le nombre d'années travaillées, il en résulte que les déciles de salaire total sur le cycle de vie et de

salaire moyen par année travaillée regroupent approximativement les mêmes personnes.

De même, le fait de classer les hommes, les femmes ou les couples selon le salaire total sur le cycle de vie ou selon le salaire total par u.c. sur le cycle de vie s'avère relativement indifférent : 84 % des hommes, 96 % des femmes, 95 % des couples se trouvent dans le même décile ou dans un décile voisin. Par conséquent, le recours à un unique indicateur de revenus est en général suffisant pour étudier les questions de redistribution. Ainsi, dans l'analyse de la redistribution verticale, c'est principalement l'indicateur de salaire moyen par année travaillée qui sera utilisé.

Tableau 2
Durées validées et travaillées moyennes (en années)

A - Par décile de salaire moyen par année travaillée

Homme

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Durée validée	41,1	41,6	42,0	41,6	42,1	41,2	41,0	40,8	40,3	39,3	41,1
Durée travaillée	35,3	36,5	37,7	37,0	37,9	36,5	36,4	36,6	36,1	34,9	36,5

Femme

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Durée validée	37,6	36,8	38,6	38,0	38,3	39,9	39,4	39,9	41,0	38,1	38,7
Durée travaillée	24,1	21,4	23,6	26,0	27,7	29,5	30,7	31,8	32,3	30,3	27,7

B - Par décile de salaire total sur le cycle de vie

Homme

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Durée validée	38,6	41,6	41,3	41,9	41,9	41,8	41,8	40,9	40,9	40,4	41,1
Durée travaillée	30,6	36,0	36,0	37,5	37,6	37,7	38,3	37,0	37,3	37,0	36,5

Femme

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Durée validée	32,3	36,4	36,1	38,7	38,7	39,6	41,1	40,9	42,3	41,4	38,7
Durée travaillée	12,2	18,6	23,0	26,2	28,1	31,0	33,8	33,5	35,3	35,8	27,7

C - Par décile de salaire par u.c. sur le cycle de vie

Homme

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Durée validée	39,0	40,9	42,0	41,5	41,7	42,0	41,2	40,7	41,4	40,6	41,1
Durée travaillée	31,3	35,4	37,0	36,3	37,4	38,2	37,3	36,7	37,9	37,5	36,5

Femme

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Durée validée	34,3	35,2	36,7	38,3	38,4	40,2	39,8	41,4	41,8	41,2	38,7
Durée travaillée	12,7	19,0	23,2	25,6	27,9	31,8	32,2	34,2	35,1	35,7	27,7

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinée de l'Insee.

La redistribution intragénérationnelle avec les règles antérieures à la réforme Fillon

Pour mesurer la redistribution, on utilise le taux de rendement interne associé à l'assurance vieillesse pour chaque agent (abrégé en « taux de rendement interne »). Celui-ci est défini, conformément à l'usage, comme le taux d'actualisation pour lequel la somme actualisée des cotisations égale celle des prestations.

Les avantages du taux de rendement interne

Son interprétation est directe : le taux de rendement interne correspond au taux d'intérêt qui aurait rapporté les mêmes prestations à l'individu s'il avait placé ses cotisations sur un compte d'épargne. En outre, le taux de rendement interne satisfait à l'exigence cruciale de prendre en compte la totalité des cotisations et des prestations. Enfin, il permet d'éviter le choix quelque peu arbitraire d'un taux d'actualisation, problème récurrent lorsque l'on souhaite comparer des sommes actualisées de pensions et de cotisations. Ainsi, par exemple, selon que Coronado *et al.* fixent leur taux d'actualisation à 4 % ou à 2 %, ils parviennent à des conclusions opposées sur la progressivité du système de retraite public américain. Par définition, le taux de rendement interne n'est pas sujet à cette critique. Cependant, comme on le rappelle souvent (Vernière, 1998), cet indicateur pose un autre problème, il est très sensible à de petites différences de situations entre individus.

En pratique, on a calculé les taux de rendement interne de chaque individu et couple de l'échantillon en mettant en regard toutes les cotisations vieillesse versées et les prestations vieillesse perçues depuis la liquidation (ou la première réversion) jusqu'à l'âge de décès simulé. Pour les individus qui décèdent avant de recevoir leur première pension de retraite, le taux de rendement interne est fixé à - 100 %, de manière cohérente avec la définition.

Une méthode alternative de calcul aurait consisté à utiliser la fonction de survie de l'individu plutôt que son âge de décès pour équilibrer flux de cotisations et flux de prestations. Ainsi, à chaque âge, la prestation reçue ou la cotisation versée serait pondérée par la probabilité que l'individu atteigne cet âge. Cette méthode per-

met de supprimer la variabilité du taux de rendement interne imputable à l'aléa de tirage de la date de décès de l'individu. Ainsi, le risque viager, relevant plutôt d'une logique d'assurance, ne constitue plus une source d'écarts entre les taux de rendement interne d'individus ayant des carrières et des risques de mortalité proches. Cette méthode permet donc de se concentrer davantage sur les effets redistributifs du système de retraite en lui-même en annulant la sensibilité des taux de rendement interne au risque viager. Cette remarque vaut surtout pour les comparaisons de taux de rendement interne d'individus aux profils de carrière similaires. Dans ce cas, la première méthode (avec âge de décès simulé) surestime la variabilité des taux de rendement interne. En revanche, lorsqu'on compare des taux de rendement interne de groupes d'individus ayant connu des carrières différentes, cette variabilité sera gommée par un choix adapté de l'indicateur retenu pour les comparaisons (la médiane ici).

On n'a pas utilisé cette méthode ici à la fois pour rester dans la logique de la microsimulation et parce que les avantages ne sont pas déterminants pour cette étude. La théorie ne prédit la convergence de ces deux modes de calcul que dans des cas particuliers. Par contre, des comparaisons sur cas types montrent que les résultats sont en pratique proches lorsque l'âge de décès simulé vaut l'âge de décès moyen issu des fonctions de survie.

La méthode faisant appel à la fonction de survie est néanmoins utile afin de mieux évaluer l'impact de la contrainte d'âge pesant sur l'échantillon : on n'a retenu que des individus dépassant leur cinquantième anniversaire. Cette restriction élimine assez peu d'individus mais pourrait limiter les effets anti-redistributifs observés, surtout au sein de la population masculine. Une étude sur cas types montre que, quelle que soit la méthode utilisée pour le calcul du taux de rendement interne, le conditionnement par la survie à un âge donné a un effet sur le niveau du taux de rendement interne : en conditionnant par la survie à un âge ultérieur, le taux de rendement interne augmente (entre 0,1 et 0,2 point si on conditionne par une survie à 50 ans au lieu de 20 ans). Pour autant, les écarts entre taux de rendement interne pour des individus soumis à des risques de mortalité différents sont à peine affectés par le choix de l'âge de conditionnement. Par exemple, les taux de rendement interne d'hommes ayant 5 ans d'écart d'espérance de vie (ce qui correspond à environ

5 ans d'écart d'âge de fin d'études) se resserrent de 0,05 point si on conditionne par la survie à 50 ans plutôt qu'à 20 ans. Ainsi les effets anti-redistributifs sont très légèrement atténués lorsqu'on conditionne par la survie à 50 ans au lieu de l'âge d'entrée sur le marché du travail.

Le taux de remplacement (cf. encadré 3) n'est pas vraiment approprié pour mesurer la redistribution induite par le système de retraite. Cependant, il permet d'illustrer les aspects redistributifs liés au plafonnement.

L'une des principales hypothèses dynamiques du modèle *Destinie* est que, pour chaque année simulée, les taux de cotisation s'ajustent de manière à garantir l'équilibre financier du système de retraite par répartition. De ce fait, vu le contexte démographique, les taux de cotisation augmentent significativement dans le futur proche dans les simulations. Le niveau du taux de rendement est légèrement influencé par cette hypothèse, mais, d'un point de vue intragénérationnel, le profil de la redistribution n'en est pas affecté.

Les femmes bénéficient plus de la redistribution que les hommes

Le premier résultat est que, au niveau individuel, le système de retraite des salariés du privé est redistributif (cf. tableau 3) : les taux de rendement interne médians décroissent avec le décile de salaire moyen par année travaillée. Chez les hommes, le profil des taux de rende-

ment interne selon le décile de salaire est légèrement décroissant : on observe une discrète redistribution verticale entre eux (cf. tableau 3-A). Les taux de rendement internes médians des femmes sont sensiblement décroissants en fonction du niveau de salaire, diminuant de 6,5 % dans le plus bas décile de salaire moyen par année travaillée à 3,6 % dans le plus élevé. Cette redistribution verticale parmi les femmes peut s'expliquer par le profil décroissant des majorations de durée non contributives selon le niveau de salaire (cf. tableau 2).

Le tableau 3-A classe les hommes et les femmes en recourant aux déciles de salaire moyen par année travaillée propres à leur sexe. Ainsi les hommes et les femmes classés dans le même numéro de décile ont en général des salaires moyens par année travaillée assez éloignés. Afin de comparer les taux de rendement internes médians d'hommes et de femmes ayant connu des carrières proches, le tableau 3-B présente les taux de rendement interne médians par sexe et par quintile de salaire pour l'ensemble des individus.

La différence entre les taux de rendement des hommes et des femmes est évidente (cf. tableau 3-B). Les femmes bénéficient plus de la redistribution que les hommes : quel que soit le niveau de salaire, elles ont toujours des taux de rendement interne supérieurs à ceux des hommes. Globalement, le taux de rendement interne médian des hommes se situe à 2,8 %, contre 4 % pour les femmes. Cet écart peut

Tableau 3

A - Taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen par année travaillée

En %

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Hommes	2,9	2,8	2,8	2,9	2,8	2,6	3,0	2,7	2,6	2,7	2,8
Femmes	6,5	5,2	4,8	4,0	3,8	3,7	3,6	3,6	3,6	3,6	4,0
Ensemble	5,9	4,1	3,7	3,2	3,1	3,1	3,1	3,1	2,9	2,8	3,3

Lecture : déciles propres à chaque groupe (ensemble, hommes, femmes).
 Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
 Source : modèle de microsimulation *Destinie* de l'Insee.

B - Taux de rendement interne (TRI) médians par quintile de salaire moyen par année travaillée

En %

Quintile de revenu	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	Ensemble
TRI médian de l'ensemble	4,9	3,5	3,1	3,1	2,9	3,3
Proportion d'hommes	10	32	63	69	79	
Proportion de femmes	90	68	37	31	21	
TRI médian des hommes	3,1	2,9	2,8	2,9	2,7	2,8
TRI médian des femmes	5,1	3,7	3,6	3,6	3,5	4,0

Lecture : quintiles sur l'ensemble des individus.
 Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
 Source : modèle de microsimulation *Destinie* de l'Insee.

Encadré 3

TAUX DE REMPLACEMENT ET EFFETS DU PLAFONNEMENT DES SALAIRES

Le taux de remplacement est communément défini comme le ratio de la pension perçue pendant la première année de retraite sur le salaire de la dernière année travaillée. Il s'agit là d'un indicateur utile, car facile à calculer et à interpréter en termes de niveau de vie. Cependant, il présente l'inconvénient, souvent souligné, de constituer une mesure instantanée du bien-être. Il n'est ainsi pas approprié pour mesurer la redistribution puisqu'il ne prend pas en compte le profil des salaires et des cotisations durant la carrière, ni la durée durant laquelle la pension de retraite est perçue. Comme dans Colin, Legros et Mahieu (1999), la notion de taux de remplacement peut être élargie de manière à inclure la série de tous les salaires sur le cycle de vie. C'est pourquoi on considère ici un taux de remplacement dit « de long terme », défini comme le ratio de la première pension nette sur la moyenne des salaires nets durant les années travaillées. Cette moyenne n'est autre que l'indicateur de salaire moyen par année travaillée introduit précédemment.

Comparer le niveau de la pension à celui du salaire permet d'obtenir une mesure de la part du revenu sur laquelle le système de retraite offre une assurance. Dans le secteur privé, celle-ci est plus faible pour les personnes à hauts salaires (cf. tableau A). Le taux de remplacement permet plus particulièrement de mesurer le niveau d'assurance fourni par chacun des régimes. La pension d'un couple peut ainsi être séparée en deux parties : celle que lui attribuent les régimes percevant les cotisations sous plafond (CNAV et ARRCO) et les pensions correspondant aux cotisations sur la part des salaires hors plafond (l'AGIRC, avec nos hypothèses). La part de revenu assurée par les deux premiers régimes décroît nettement avec le

niveau de salaire moyen dans les quatre plus hauts déciles de salaire moyen. Le taux de remplacement qui s'applique au-delà du plafond compense partiellement cette perte.

La décomposition du taux de remplacement en deux parties, l'une sous plafond et l'autre hors plafond, constitue un premier pas vers une comparaison des rendements des cotisations correspondantes. Bien sûr, cela ne peut s'appliquer qu'aux couples dont la pension hors plafond est significative, c'est-à-dire ceux des quatre ou cinq plus hauts déciles de salaire moyen. Pour les cotisations sous plafond des couples, les taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen sont proches de ceux observés sur la totalité de la pension, avec une légère différence pour le plus haut décile (cf. tableau B). Le taux de rendement des cotisations hors plafond est plus difficile à appréhender, notamment parce que la pension de réversion y joue un rôle important : dans la moitié des couples des quatre déciles de revenu supérieurs, la femme n'a jamais perçu de salaire excédant le plafond. La forme décroissante du rendement des cotisations hors plafond en fonction du décile de revenu est difficile à interpréter, mais partiellement explicable par l'instabilité du taux de rendement pour des périodes brèves de cotisation à l'AGIRC. En effet, le coût du point AGIRC varie énormément selon la date d'achat, d'où une forte variabilité des taux de rendement dans les cas où les couples ont cotisé hors plafond pendant un nombre restreint d'années. Globalement, on peut conclure que le taux de rendement médian des cotisations hors plafond est supérieur à celui des cotisations sous plafond pour la cohorte étudiée.

Tableau A

Taux de remplacement de long terme médians par décile de salaire moyen par année travaillée

En %

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Hommes	75	72	74	73	73	73	69	67	63	58	70
Femmes	130	80	71	66	63	67	65	73	72	61	71
Couples - pension entière	74	69	68	66	66	64	64	62	57	50	64
Couples - sous plafond	73	69	68	65	64	61	58	51	44	29	60
Couples - hors plafond	0	0	0	0	0	2	4	8	12	20	1
Ensemble	97	71	66	70	73	73	73	71	66	59	70

Lecture : déciles propres à chaque groupe (ensemble, hommes, femmes).

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Tableau B

Taux de rendement interne médians des couples, sous plafond et hors plafond, par décile de salaire moyen par année travaillée

En %

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Pension entière	3,7	3,3	3,2	3,1	3,1	3,2	3,0	3,0	3,1	2,9	3,1
Sous plafond	3,7	3,3	3,2	3,1	3,1	3,1	3,0	2,9	3,00	2,8	3,1
Hors plafond							4,2	3,7	3,5	3,3	
Hors plafond, réversion exclue							3,9	3,5	3,3	2,9	

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

résulter de la combinaison de plusieurs effets : les femmes ont une espérance de vie supérieure à celle des hommes, de plus elles bénéficient plus fréquemment de majorations de durée non contributives. Finalement, à l'échelle des individus, l'essentiel de la redistribution a lieu des hommes vers les femmes et, parmi ces dernières, des plus hauts salaires vers les plus bas salaires. Ainsi, les femmes à bas salaires sont celles qui en bénéficient le plus.

Le tableau 4 présente les taux de rendement interne médians, issus du système de retraite des salariés du privé tel qu'il était défini antérieurement à la réforme Fillon, pour les hommes et les femmes selon le décile de salaire moyen par année travaillée du couple. Pour un décile donné, l'écart entre le taux de rendement interne médian des hommes et celui des femmes révèle les transferts fictifs induits par le système de retraite au sein des couples. Ces transferts existent quel que soit le niveau de salaire du couple mais ils sont plus significatifs pour les couples à faibles salaires.

La redistribution est plus marquée vers les couples à faibles niveaux de salaires

Les taux de rendement interne médians des femmes décroissent ici encore selon le décile de salaire du couple et sont toujours supérieurs à ceux des hommes. Ainsi, le système de retraite a un meilleur rendement pour les femmes que pour les hommes. La mise en commun des ressources au sein des couples annule cette partie inter-individuelle de la redistribution lorsqu'on se place au niveau des couples. Pour les couples, le système reste redistributif (cf. tableau 4). Des transferts intragénérationnels sont clairement perceptibles : les taux de rendement médians décroissent avec le décile de salaire moyen

d'environ 0,6 point dans la première moitié de la distribution, puis ils se stabilisent pour les niveaux de salaires plus élevés.

Pour expliquer les effets des pensions de réversion sur la redistribution verticale entre couples, deux déterminants peuvent être envisagés. Les principaux bénéficiaires des pensions de réversion devraient être, d'une part, les couples où l'un des conjoints connaît un long veuvage, souvent à cause d'une forte différence d'âge, et d'autre part, du fait des règles de calcul de la pension de réversion, les couples pour lesquels l'écart entre les niveaux de pensions de base est important (lorsque le survivant est celui qui disposait des droits directs les plus faibles). L'effet redistributif de la réversion ne doit donc pas, *a priori*, dépendre du niveau de salaire du couple. Cette intuition est confortée par l'observation : si l'on ne prend pas en compte la réversion, les taux de rendement interne médians diminuent de manière homogène à travers les déciles de salaire moyen par année travaillée. Dans chaque décile, le taux de rendement interne médian perd 0,1 à 0,3 point. Une analyse plus poussée montre que cette diminution du taux de rendement interne est corrélée à la différence entre les pensions des conjoints et aussi, dans une moindre mesure, à la durée pendant laquelle la réversion est perçue. Ces résultats sont néanmoins assez fragiles car la baisse du taux de rendement interne se montre sensible à d'autres paramètres, comme par exemple l'âge du veuvage.

Redistribution horizontale : l'importance du nombre d'enfants

On a mis en évidence une certaine redistribution des couples à hauts niveaux de salaires vers ceux disposant de salaires moins élevés. Afin de mesurer une éventuelle redistribution entre couples ayant perçu des niveaux de salaires similai-

Tableau 4
Taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen par année travaillée du couple
En %

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Hommes	2,8	2,9	2,8	2,8	2,7	2,8	2,8	2,6	2,9	2,7	2,8
Femmes	5,3	4,1	4,0	3,8	3,9	3,7	3,8	3,8	3,7	3,8	4,0
Différence	2,5	1,2	1,2	1,0	1,2	0,9	1,0	1,2	0,7	1,1	1,1
Couples	3,7	3,3	3,2	3,1	3,1	3,2	3,0	3,0	3,1	2,9	3,1
Couples (1)	3,4	3,1	3,0	3,0	2,9	3,0	3,0	2,8	3,0	2,8	3,0

1. Sans la pension de réversion.

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

res au cours du cycle de vie, on s'intéresse maintenant à la dispersion des taux de rendement interne parmi les couples ayant reçu des salaires moyens comparables. La distribution du taux de rendement interne parmi les couples du même quartile de salaire moyen par année travaillée n'est pas très étroite mais l'écart inter-quartiles ne varie quasiment pas d'un quartile de salaire à l'autre (cf. tableau 5). La méthode de calcul du taux de rendement interne peut, en partie, expliquer cette grande variabilité pour un même niveau de salaire moyen. Une certaine redistribution pourrait néanmoins persister entre couples d'un même quartile de salaire moyen.

La part de la redistribution dont ne rendent pas compte les différences de niveau de salaire est en partie due à des écarts de nombre d'enfants entre couples ayant des salaires comparables sur le cycle de vie. Cette nouvelle dimension de la redistribution peut être appréhendée en classant les individus et les couples selon leur salaire total par u.c. sur le cycle de vie ou, plus directe-

ment, selon leur nombre d'enfants. Ce dernier n'étant pas, dans l'échantillon, corrélé au niveau de salaire, les écarts de niveau de salaire n'interféreront pas lorsque les individus ou couples seront classés par nombre d'enfants.

Les plus bas déciles de salaire total par u.c. sur le cycle de vie regroupent des individus ayant perçu des salaires plus faibles et élevé plus d'enfants que la moyenne. Par conséquent, ils bénéficieront plus souvent des avantages familiaux que sont l'AVPF et les majorations de durée d'assurance (pour les femmes) et la majoration de 10 % (pour les hommes comme pour les femmes). Avec un classement selon cet indicateur, la redistribution en direction des plus bas déciles est encore plus marquée (cf. tableau 6).

Le tableau 7 montre plus directement l'effet des avantages non contributifs liés au fait d'avoir élevé des enfants. Pour les femmes, la distribution des taux de rendement médians selon le nombre d'enfants résulte de la superposition des

Tableau 5
Quartiles de taux de rendement interne des couples selon le salaire moyen par année travaillée

En %

	Premier quartile de salaire moyen	Deuxième quartile de salaire moyen	Troisième quartile de salaire moyen	Quatrième quartile de salaire moyen	Ensemble
Premier quartile de taux de rendement interne	2,7	2,4	2,4	2,4	2,5
Deuxième quartile de taux de rendement interne	3,4	3,1	3,1	3,0	3,1
Troisième quartile de taux de rendement interne	3,9	3,5	3,5	3,4	3,6

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Tableau 6
Taux de rendement interne médians par décile de salaire total par u.c. sur le cycle de vie

En %

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Hommes	2,8	2,9	2,7	3,0	2,9	2,8	2,8	2,9	2,6	2,7	2,8
Femmes	7,9	5,9	4,9	4,2	3,9	3,5	3,5	3,6	3,6	3,4	4,0
Couples	3,9	3,5	3,1	3,3	3,0	3,2	3,1	2,9	3,0	2,9	3,1
Ensemble	6,7	4,5	3,5	3,3	3,0	3,1	3,1	3,1	2,9	2,7	3,3

Lecture : déciles propres à chaque groupe (ensemble, hommes, femmes).

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Tableau 7
Taux de rendement interne médians en fonction du nombre d'enfants

En %

	0	1	2	3	4 et +	Ensemble
Hommes	2,5	2,9	2,8	2,6	2,9	2,8
Femmes	3,3	3,6	3,8	4,8	6,5	4,0
Couples	2,8	3,1	3,1	3,4	3,7	3,1

Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

différents avantages familiaux. Celles qui ont élevé plus d'enfants bénéficient de taux de rendement supérieurs, avec un saut important entre deux et trois enfants.

Pour ce qui est des couples, on observe que ceux qui ont élevé plus de trois enfants bénéficient davantage de la redistribution. Au-delà de trois, les taux de rendement interne médians augmentent encore avec le nombre d'enfants. L'effet redistributif des avantages familiaux est donc encore présent entre couples.

Analyse des facteurs de redistribution : exercices de simulations

Après avoir mis en lumière la redistribution intragénérationnelle induite par le système de retraite des salariés du secteur privé tel qu'il était défini avant la réforme d'août 2003, on cherche maintenant, dans une perspective plus analytique, à identifier l'impact redistributif de quelques règles particulières, ainsi que celui des différences d'espérance de vie entre individus d'une même cohorte. Les principales règles de calcul des pensions susceptibles d'entraîner des transferts redistributifs sont le minimum contributif, les avantages familiaux (majorations de durée d'assurance, AVPF et majoration de pension de 10 % pour les parents de trois enfants ou plus), l'écêtement à 150 et 160 trimestres dans le calcul de la pension de base et les majorations de durée validée pour chômage ou préretraite. On présente ici les effets redistributifs de certains de ces dispositifs et ceux des différences de mortalité, révélés par comparaison des résultats précédents avec ceux obtenus à partir de simulations dans lesquelles ces facteurs de redistribution seraient, fictivement, supposés ne pas exister.

Comment les différences d'espérance de vie jouent-elles ?

La méthode de simulation appliquée jusqu'ici tient compte des différences d'espérance de vie entre individus d'une même génération. Ces différences étant corrélées au niveau de salaire et au sexe, elles peuvent influencer sur la redistribution verticale engendrée par le système de retraite. D'une part, comme les individus du même sexe à plus hauts salaires sont ceux qui vivent le plus longtemps, le différentiel de mor-

talité selon le niveau de salaire peut entraîner des effets anti-redistributifs entre individus du même sexe et entre couples. D'autre part, les femmes vivent plus longtemps que les hommes et perçoivent, en moyenne, des salaires moins élevés. Cette deuxième dimension des différentiels de mortalité peut, au contraire, être source de redistribution entre les individus.

Afin de préciser dans quelle mesure l'hétérogénéité de l'espérance de vie influe sur les effets redistributifs de la retraite, on suppose que les espérances de vie sont homogènes au sein d'une même génération. Ainsi, chaque année de la simulation, les quotients de mortalité dépendront uniquement de l'âge. Comme dans les simulations précédentes, ils évoluent au cours du temps, de manière à s'ajuster aux projections démographiques.

L'espérance de vie est ainsi supposée constante entre individus du même sexe : les individus à bas salaires « vivront » plus longtemps (relativement à la moyenne de leur sexe) sous l'hypothèse de mortalité homogène. Inversement, les individus à hauts salaires auront une espérance de vie proportionnellement plus courte. Ce premier effet sera plus net au sein des hommes car, comme l'illustrent les espérances de vie à 60 ans par décile de salaire (cf. tableau 8 et graphique A de l'annexe 1), la corrélation entre quotients de mortalité et salaires est plus marquée chez eux que parmi les femmes. Ainsi les espérances de vie à 60 ans médianes varient de quasiment quatre ans lorsqu'on parcourt les déciles de salaire moyen des hommes, contre un an et demi chez les femmes. De plus, du fait du différentiel de mortalité selon le sexe, l'hypothèse de mortalité homogène induira globalement un report des âges de décès des hommes et une avancée de ceux des femmes.

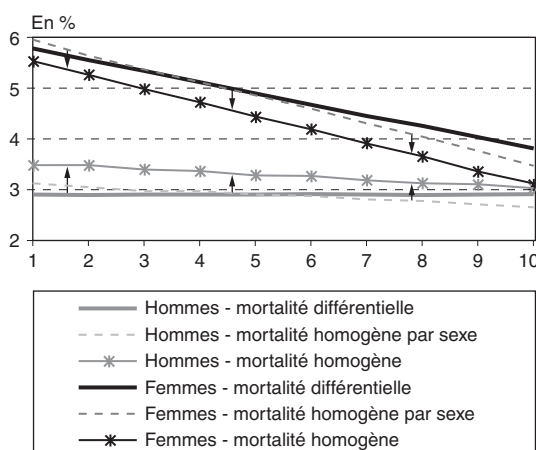
Une première simulation aurait pu consister à supposer que les risques de mortalité dépendent uniquement du sexe. Cette simulation aurait permis d'isoler les transferts anti-redistributifs pour chaque sexe du fait des différentiels « intra-sexe » de mortalité. Ces transferts se traduiraient par une modification de la pente de la courbe des taux de rendement interne par décile de salaire moyen (cf. schéma). Le niveau médian des taux de rendement interne par sexe resterait quasiment inchangé. La simulation retenue, supposant que les risques de mortalité sont homogènes dans la population, permet de mesurer cet effet anti-redistributif au sein de chaque sexe. Elle met aussi en évidence les

effets redistributifs liés aux transferts des hommes vers les femmes. Ils se traduisent par un décalage global des niveaux des taux de rendement interne au sein de chaque sexe indépendamment du décile, matérialisé par les flèches sur le schéma 1. En outre, les déformations des courbes de taux de rendement interne par décile sous l'hypothèse de mortalité homogène sont plus lisibles graphiquement que sous l'hypothèse de quotients homogènes différenciés par sexe.

Le fait d'imposer des quotients de mortalité identiques pour les deux sexes se traduit par une diminution de l'écart entre les taux de rendement interne médians des hommes et des femmes : celui des hommes augmente globalement de 0,3 point alors que celui des femmes diminue de 0,5 point (cf. tableau 9). En d'autres termes, les transferts intra-ménages demeurent mais sont atténués. L'hypothèse de mortalité homogène selon le niveau de salaire influe sur la redistribution entre hommes : les taux de rendement internes médians par décile de salaire moyen ont maintenant un profil nettement décroissant, bien plus marqué que précédemment (cf. graphique IV). Ainsi, en l'absence de

différentiel de mortalité, le système de retraite induirait de la redistribution verticale dans la population masculine. Autrement dit, les différentiels de mortalité engendrent des transferts anti-redistributifs dans cette population. Toutefois, considéré globalement, le système n'est

Schéma
Taux de rendement interne par décile de revenu selon l'hypothèse de mortalité retenue



Source : calcul des auteurs.

Tableau 8
Âge de fin d'études et espérance de vie à 60 ans médians par décile de salaire moyen par année travaillée

A - Âge de fin d'études médian

	1 ^{er} au 5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e
Hommes	16	16	17	18	19	22
Femmes	16	17	17	18	18	20

B - Espérance de vie à 60 ans médiane

	1 ^{er} au 5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e
Hommes	21,7	21,7	22,4	23,1	23,7	25,5
Femmes	28,3	28,8	28,8	29,2	29,2	29,9

Lecture : déciles propres à chaque groupe (hommes, femmes).
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Tableau 9
Taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen par année travaillée, sous l'hypothèse de mortalité homogène

	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e	6 ^e	7 ^e	8 ^e	9 ^e	10 ^e	Ensemble
Hommes	3,4	3,2	3,2	3,2	3,2	3,1	3,1	3,2	2,8	2,9	3,1
Femmes	5,6	4,7	4,1	3,7	3,3	3,4	3,4	3,3	3,3	3,0	3,5
Couples	3,8	3,3	3,3	3,5	3,2	3,1	3,1	3,1	2,8	2,9	3,2
Ensemble	5,1	3,9	3,4	3,3	3,2	3,2	3,3	3,2	3,1	2,8	3,3

Lecture : déciles propres à chaque groupe (ensemble, hommes, femmes).
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

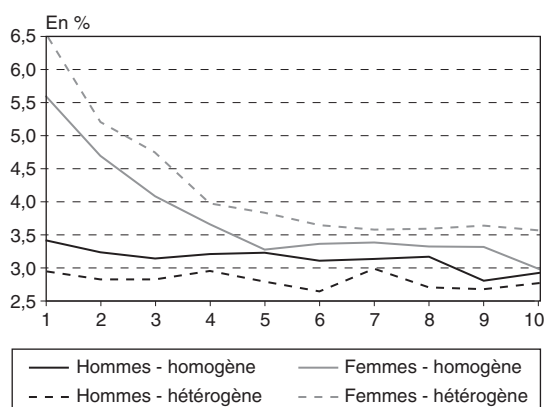
pas source de transferts anti-redistributifs pour les hommes. Pour les femmes, l'hypothèse d'espérance de vie homogène conduit à atténuer légèrement les effets redistributifs du système de retraite. Ceux-ci restent, en revanche, quasiment inchangés pour les couples.

Le minimum contributif, source de redistribution vers les femmes à bas niveaux de salaires

Afin d'isoler les effets redistributifs du minimum contributif, on compare les résultats présentés plus haut à ceux qui auraient prévalu en l'absence de ce dispositif, ce qui est possible grâce aux simulations de *Destinie*. Le minimum contributif garantit un niveau de revenu minimal aux salariés ayant liquidé leur pension au taux plein. Pour ceux qui ont validé plus de 150 trimestres, ce montant s'élève à 525,63 euros par mois en 2002. Les autres bénéficient d'un minimum de pension proportionnel à la durée validée. Le minimum contributif est servi à 28 % des femmes de l'échantillon, alors qu'il ne concerne que 3 % des hommes (5).

Supposer le minimum contributif absent n'affecte donc quasiment pas les hommes. En revanche, environ une femme sur trois voit son niveau de pension diminuer. C'est ce qu'on appellera l'effet de premier ordre. Dans une approche plus globale (6), on considère le départ à la retraite comme un choix endogène.

Graphique IV
Comparaison des profils de taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen par année travaillée : mortalité homogène vs hétérogène



Lecture : déciles propres à chaque groupe (ensemble, hommes, femmes).
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation *Destinie* de l'Insee.

Les femmes connaissant une diminution de leur pension peuvent ainsi choisir de retarder leur départ en retraite afin de compenser cette baisse de leur pension. Mais les femmes ayant validé moins de 160 trimestres ne bénéficient du minimum contributif que pour des liquidations à l'âge de 65 ans ou après. Par conséquent, l'absence de ce dispositif annule une incitation à différer la liquidation jusqu'à 65 ans et peut donc se traduire par des départs en retraite plus précoces. Globalement, les deux effets se compensent et les femmes partent en retraite au même âge en moyenne, avec une plus faible proportion de départs à 65 ans (cf. graphique V).

En cohérence avec la part de bénéficiaires du minimum contributif, les femmes des trois plus bas déciles de salaire moyen par année travaillée voient leurs taux de rendement interne médians nettement réduits en l'absence de ce dispositif (cf. graphique VI). Autrement dit, le minimum contributif est source de redistribution entre individus vers les femmes à faibles niveaux de salaire. De manière analogue, les couples des deux premiers déciles seraient nettement désavantagés si le minimum contributif n'existait pas. Il ne resterait alors pratiquement aucune redistribution dans la première moitié de la distribution des salaires moyens.

Les avantages familiaux de durée, socle de la redistribution horizontale

On évalue maintenant l'impact redistributif de certains avantages familiaux. Les majorations de durée d'assurance (sfemmes) et l'AVPF (destinée aux parents inactifs qui élèvent leurs enfants, en pratique essentiellement des femmes) sont des majorations de durée validée sans contrepartie de cotisation. Elles peuvent donc mécaniquement entraîner des transferts en faveur des couples ayant élevé plus d'enfants.

Dans les simulations, on procède à une annulation de l'effet des majorations de durée : d'abord les majorations de durée d'assurance, puis l'AVPF. L'absence de ces majorations a pour premier effet de diminuer nettement les durées validées des femmes ayant eu des enfants, et donc de réduire de manière significa-

5. Les proportions de bénéficiaires du minimum contributif sont bien inférieures dans notre échantillon à celles constatées par la CNAV, soit près de 40 % en 1999. Cet écart s'explique par la restriction à un champ d'unipensionnés.

6. Une approche parfaitement générale endogénéiserait aussi la participation au marché du travail à chaque moment du cycle de vie.

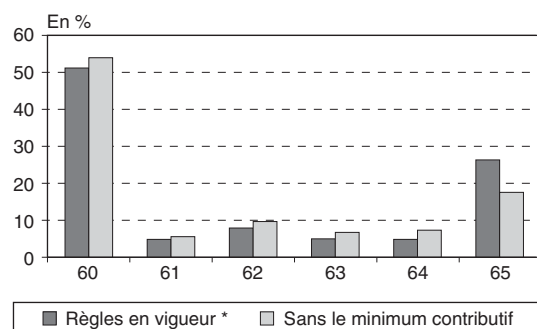
tive leurs pensions de retraite. Outre cet effet de premier ordre, les femmes connaissant une diminution de leur durée validée peuvent ainsi choisir de retarder leur liquidation, de manière à atténuer la baisse de pension. Ce report des âges de liquidation est illustré par le graphique VII.

La modification des règles envisagée ici n'affecte en rien les hommes. Si l'on simule l'absence des majorations de durée d'assurance et de l'AVPF, les taux de rendement internes médians des femmes décroissent de manière relativement homogène dans les différents déciles de salaire moyen par année travaillée (cf. graphique VIII-A). La baisse des taux de rendement est légèrement plus forte pour les femmes du plus bas décile de salaire moyen. Mais, globalement, le profil de la redistribution pour les femmes reste semblable à celui qui est observé avec les règles antérieures à la réforme Fillon.

Les taux de rendement interne médians des couples diminuent sur la première moitié de la distribution des salaires moyens lorsque l'on simule l'impact d'un système d'où seraient absentes les majorations de durée (cf. graphique VIII-B). La redistribution est donc légèrement réduite. La faible corrélation entre le niveau de salaire et le nombre d'enfants dans l'échantillon explique que, globalement, les majorations de durée affectent peu la redistribution verticale entre couples.

Si on se penche maintenant sur les effets de ces majorations de durée en termes de redistribution horizontale, c'est-à-dire essentiellement en fonction du nombre d'enfants élevés, l'impact des majorations de durée d'assurance sur les taux de rendement internes médians des femmes selon le

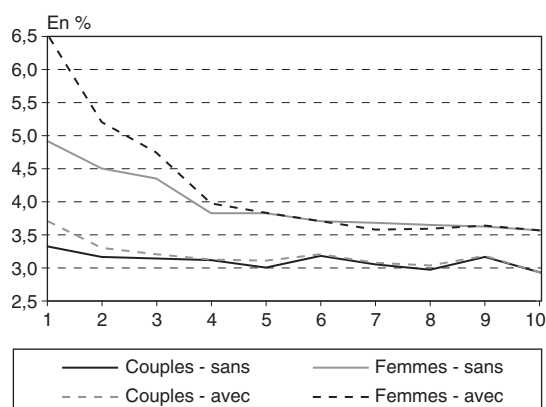
Graphique V
Distribution des âges de liquidation des femmes sous les règles en vigueur et sans le minimum contributif



* Il s'agit des règles en vigueur avant la loi Fillon de 2003.
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

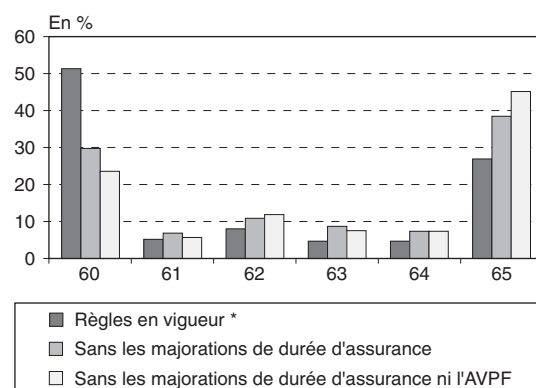
nombre d'enfants est beaucoup moins marqué que celui de l'AVPF (cf. graphique IX-A). Si l'on suppose l'absence des majorations de durée d'assurance, la croissance des taux de rendement interne des femmes avec le nombre d'enfants s'en trouve légèrement limitée. Cet effet est plus net lorsque l'on simule un système dans lequel l'AVPF n'aurait pas existé : l'augmentation du taux de rendement interne médian entre deux et trois enfants est alors nettement atténuée. Ceci s'explique par les règles d'attribution de l'AVPF. En effet, les mères de trois enfants et plus en bénéficient à travers le Complément Familial qui

Graphique VI
Comparaison des profils de taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen par année travaillée, avec et sans le minimum contributif



Lecture : déciles propres à chaque groupe (ensemble, hommes, femmes).
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

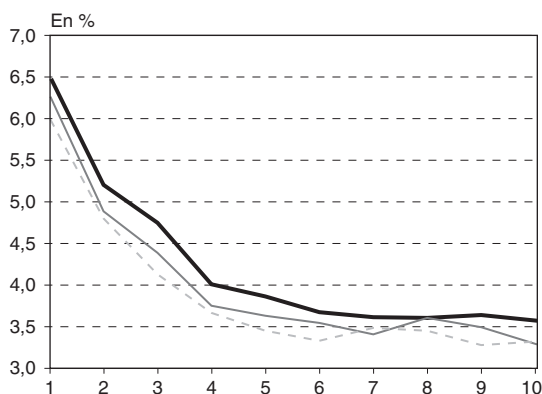
Graphique VII
Distribution des âges de liquidation des femmes sous les règles en vigueur et sans les avantages familiaux



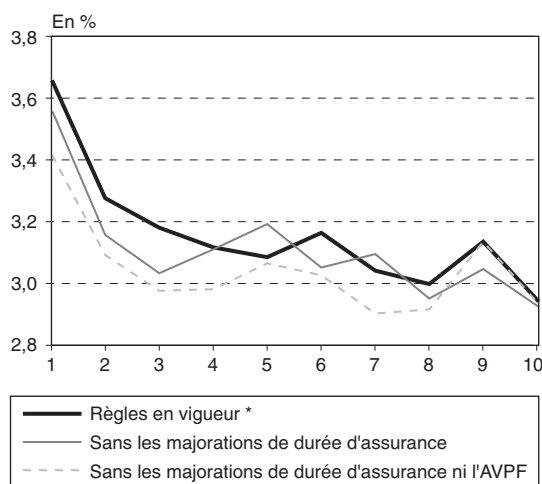
* Il s'agit des règles en vigueur avant la loi Fillon de 2003.
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

Graphique VIII
Taux de rendement interne médians par décile de salaire moyen par année travaillée

A - Femmes



B - Couples



* Il s'agit des règles en vigueur avant la loi Fillon de 2003.
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

apporte des droits supplémentaires aux ménages à faibles revenus sans restriction de durée d'attribution.

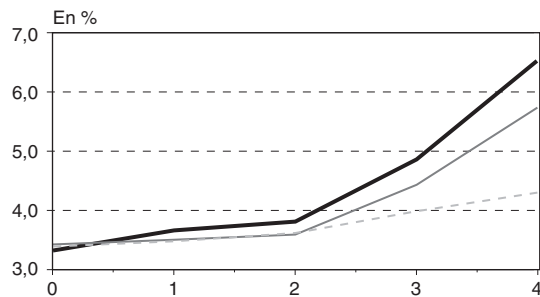
Pour les couples, les effets des deux types d'avantages sont comparables (cf. graphique IX-B). Simuler leur absence diminue logiquement la redistribution en direction des familles ayant eu plus d'enfants. Finalement, seul persiste l'effet du troisième enfant, dû notamment à la majoration de pension de 10 %.

*
* *

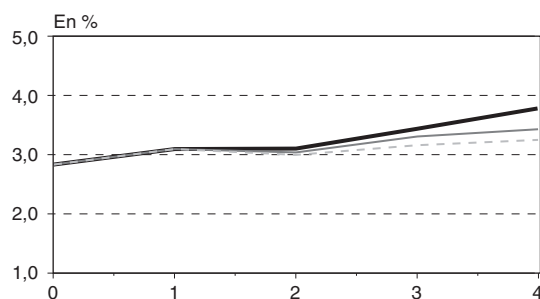
L'analyse de la redistribution intragénérationnelle issue du système de retraite proposée ici s'appuie essentiellement sur le taux de rende-

Graphique IX
Taux de rendement interne médians en fonction du nombre d'enfants

A - Femmes



B - Couples



— Règles en vigueur *
— Sans les majorations de durée d'assurance
- - - Sans les majorations de durée d'assurance ni l'AVPF

* Il s'agit des règles en vigueur avant la loi Fillon de 2003.
Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

ment interne. Le premier résultat est que le système de retraite des salariés du privé, avant la réforme Fillon, est redistributif à la fois entre individus et entre couples. Les différentiels d'espérance de vie engendrent des transferts anti-redistributifs au sein de la population masculine. Mais cet effet est de faible ampleur et globalement le système n'est pas source de transferts anti-redistributifs au sein des hommes. Ces différentiels ne modifient pas le profil redistributif au sein des couples. De plus, ils sont source de redistribution entre individus, dans la mesure où ils induisent des transferts des hommes vers les femmes. Le minimum contributif apparaît comme un dispositif très redistributif profitant surtout aux femmes et aux couples à très bas salaires. Cette redistribution verticale, telle qu'on la définit habituellement (selon le niveau de revenus) se double de transferts horizontaux. Ceux-ci ont principalement lieu au bénéfice des couples ayant élevé plus d'enfants et s'expliquent, en grande partie, par les majorations de durée validée pour enfants.

La sensibilité de ces résultats peut être testée en utilisant d'autres indicateurs de redistribution, tels que ceux mis en avant par Gustman et Steinmeier (2001) ou Coronado *et al.* (2000). Ces

indicateurs présentent l'avantage d'une interprétation plus simple mais requièrent souvent l'utilisation controversée d'un taux d'actualisation. □

Les auteurs remercient Béatrice Sédillot pour ses commentaires stimulants tout au long de l'étude, Didier Blanchet pour sa relecture détaillée et nos discussions enrichissantes. Nos remerciements vont aussi à Christel Colin qui nous a beaucoup apporté dans la première phase de ce travail, ainsi qu'aux rapporteurs pour leurs remarques précises et constructives.

BIBLIOGRAPHIE

Assous L., Bonnet C. et Colin C. (2001), « Le rendement des régimes de retraite du secteur privé : une comparaison cadre-non cadre », *Revue d'Économie Politique*, numéro spécial Épargne et Retraite, pp. 97-110.

Atkinson M.E., Creedy J. et Knox D.M. (1996), « Alternative Retirement Income Strategies : a Cohort Analysis of Lifetime Redistribution », *The Economic Record*, vol. 72, n° 217, juin, pp. 97-106.

Bajram C. (2000), « Prestations contributives et redistribution : une approche de l'équité intragénérationnelle des retraites », Thèse de l'Université de Caen.

Bardaji J., Sédillot B. et Walraet E. (2002), « Évaluation de trois réformes du régime général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation *Destinie* », document de travail, Insee, G 2002/07.

Belhaj H. (2003), « Réformes du système de retraite français et financement par capitalisation, enjeux et évaluation », Thèse de l'Université Paris IX Dauphine.

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

Blau D. (1998), « Labor Force Dynamics of Older Married Couples », *Journal of Labor Economics*, vol. 16, n° 3, pp. 595-629.

Blundell R. et MaCurdy T. (1999), « Labor Supply: a Review of Alternative Approaches », in *Handbook of labor economics*, vol. 3A, dir. Ashenfelter O.C., Card D., North-Holland, pp. 1559-1695.

Bonnet C. et Chambaz C. (2000), « Les avantages familiaux dans le calcul des retraites », *Solidarité et santé*, n° 3, Drees.

Bonnet C. et Mahieu R. (2000), « Taux de rendement interne par génération des régimes obligatoires de retraite : calcul à l'aide d'un modèle de microsimulation dynamique », *Revue Économique*, vol. 51, pp. 77-95.

Caussat L. (1996), « Retraite et correction des aléas de carrière », *Économie et Statistique*, n° 292, pp. 185-201.

Colin C., Legros F. et Mahieu R. (1999), « Le rendement des régimes de retraite : une comparaison entre Fonction publique d'État et secteur privé », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 81-104.

Coppini M.-A. (1976), « Le rôle de la Sécurité sociale dans la redistribution des revenus », *Revue française des affaires sociales*, janvier-mars, pp. 231-260.

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

Creedy J., Disney R. et Whitehouse E. (1993), « The Earning Related State Pension, Indexation and Lifetime Distribution in the UK », *Review of Income and Wealth*, vol. 39, n° 3, pp. 257-278.

Deaton A., Gourinchas P.O. et Paxson C. (2000), « Social Security and Inequality over the Life Cycle », paper for NBER Conference on the Distributional Effects of Social Security Reform.

Delhousse B., Perelman S. et Pestieau P. (1992), « Incidence redistributive de la privatisation des retraites », *Revue d'économie financière*, n° 23, pp. 65-79.

- Feldstein M. et Liebman J. (2000)**, « The Distributional Effects of an Investment-Based Social Security System », NBER Working Paper, n° 7492.
- Galler H. (1996)**, « Microsimulation of Pension Reform Proposals: Modelling the Earnings of Couples », in *Microsimulation and Public Policy*, dir. Harding Ann, Contributions to Economic Analysis, vol. 232, pp. 293-311.
- Gustman A. et Steinmeier T. (2000)**, « Retirement in Dual-Career Families: a Structural Model », *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, pp. 503-545.
- Gustman A. et Steinmeier T. (2001)**, « How Effective is Redistribution under the Social Security Benefit Formula? », *Journal of public economics*, vol. 82, n° 1, October, pp. 1-28.
- Kessler D. et 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 1985.
- Lagarde F. et Worms G. (1978)**, « La redistribution, une problématique nouvelle », *Économie et Prévision*, n° 32, pp. 54-74.
- Legros F. (1994)**, « Caractère redistributif des systèmes de retraite », *Revue économique*, n° 4, pp. 805-817.
- Robert-Bobée I. (2001)**, « Modelling Demographic Behaviours in the French Microsimulation Model Destinie: an Analysis of Future Change in Completed Fertility », document de travail, Insee, G 2001/14.
- Sédillot B. et Walraet E. (2002)**, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 79-98.
- Stock J. et Wise D. (1990)**, « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, pp. 1151-1180.
- Vallin J. et Meslé F. (2001)**, « Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e siècle », *Données statistiques*, n° 4, Ined.
- Vernière L. (1998)**, « Les indicateurs de rendement et de rentabilité de la retraite », *Questions retraite*, n° 98.
-

LE MODÈLE DE MICROSIMULATION DYNAMIQUE *DESTINIE* EN BREF

Cette annexe présente succinctement la structure et les principales hypothèses du modèle de microsimulation *Destinie*. Pour une description plus détaillée, voir Bardaji, Sédillot et Walraet (2002).

L'objectif principal de ce modèle est de simuler l'évolution des retraites à long terme, en tenant compte de l'hétérogénéité des carrières et des évolutions de la structure démographique. Le modèle repose sur les données de l'enquête *Patrimoine* 1998 de l'Insee. L'échantillon initial comporte 23 000 ménages, soit environ 50 000 individus. Chaque individu est caractérisé par des données démographiques et économiques telles que son âge, son revenu (salaire, pension, prestations sociales, etc.), sa famille et sa situation sur le marché du travail.

L'âge de fin des études est une variable clé du modèle. Il résume toute l'hétérogénéité en termes de statut social, catégorie socioprofessionnelle et qualification. L'âge de fin d'études d'un individu dépend non seulement de celui que l'on observe en moyenne dans sa cohorte, mais aussi de ceux de ses parents, de manière à rendre compte d'un certain degré de reproduction sociale.

Deux modules économiques et un module démographique

Afin de suivre cette population année après année de 1998 à 2040, différents événements sont simulés. Deux modules économiques et un module démographique réalisent ces simulations.

Un module simule *la situation sur le marché du travail* après 1997. Jusqu'à cette date, l'information est donnée dans l'enquête. Afin de modéliser les transitions sur le marché du travail, on distingue six situations possibles : en études, en emploi, chômeur, inactif (essentiellement les femmes au foyer), préretraité et retraité. Le module marché du travail est organisé en deux étapes. Dans la première, on simule la participation au marché du travail et, dans la seconde, on détermine si un individu qui y participe est en emploi ou chômeur. Les probabilités de tran-

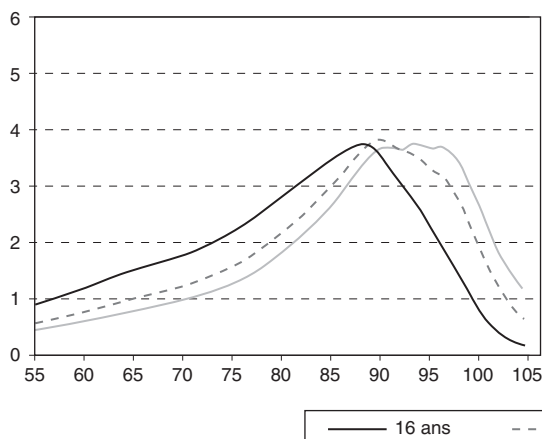
sition sont estimées à partir de vagues récentes de l'*Enquête Emploi*. On considère que les transitions suivent un processus markovien du premier ordre et dépendent du sexe, de l'âge, de l'âge de fin d'études ainsi que, pour les femmes, du nombre et de l'âge des enfants. Pour chaque individu, entre la fin des études et le passage à la retraite, le modèle détermine de manière aléatoire s'il change de statut au regard de l'emploi, selon les probabilités de transition estimées. Celles-ci sont ajustées de manière à tenir compte des modifications de l'environnement macroéconomique, comme la participation croissante des femmes au marché du travail ou la diminution du nombre de préretraités. En outre, on suppose un taux de chômage stabilisé à 6 % à partir de 2015. La décision de partir à la retraite est simulée par un arbitrage entre revenu et loisir, inspiré du modèle de Stock et Wise (1990).

Le module consacré au revenu modélise *les salaires et les pensions*. Le salaire annuel est défini comme somme de deux composantes, l'une déterministe, l'autre stochastique. La première s'ajuste sur une estimation économétrique, fonction, pour chaque sexe, de l'âge de fin d'études et du nombre d'années d'expérience. La composante stochastique inclut un effet fixe individuel et un résidu temporel auto-corrélé. Afin de tenir compte des gains de productivité liés au progrès technique, on considère un taux de croissance exogène de 1,6 % par an. Dans le modèle, tous les individus au chômage (ou préretraités) reçoivent une allocation. Pour les retraités, les pensions sont indexées sur l'inflation. Le modèle simule l'attribution de pensions de réversion, du minimum contributif et du minimum vieillesse.

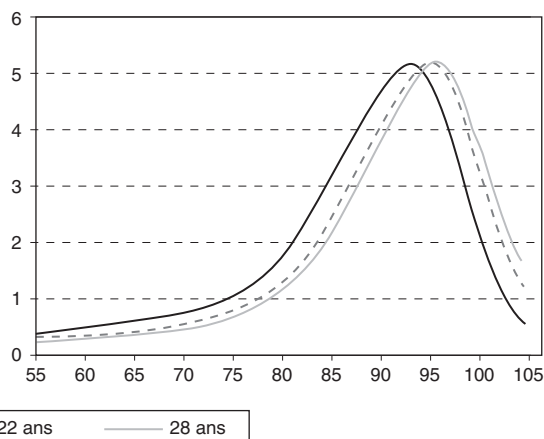
Un *module démographique* simule les événements tels que le décès, la naissance, l'immigration, le départ du domicile parental, les unions (grâce à un processus d'appariement), les ruptures (Robert-Bobée, 2001). Afin de calculer tous les événements démographiques susceptibles d'affecter la cohorte suivie, ce module est appliqué jusqu'en 2070. La modélisation rend compte des différences de taux de mortalité selon l'âge de fin des études (cf. graphique).

Distribution des âges de décès conditionnellement au fait d'être en vie à 55 ans selon l'âge de fin des études (16-22-28 ans)

A - Hommes nés en 1945



B - Femmes nées en 1945



Source : simulation de *Destinie*.

SALAIRES INDIVIDUELS ET SALAIRES DU COUPLE

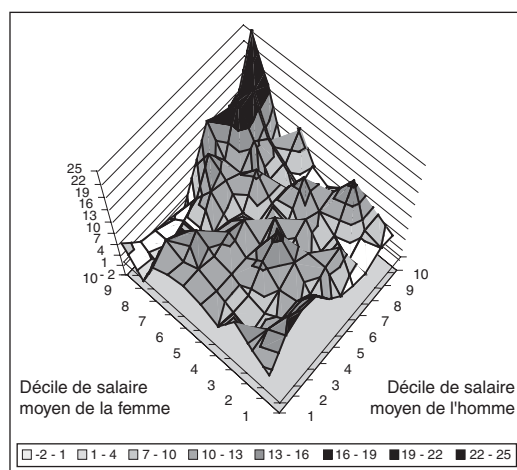
Cette annexe descriptive traite des niveaux de salaire des conjoints en lien avec le processus de formation des couples retenu dans le modèle *Destinie*. Le graphique A représente les distributions croisées des déciles de salaire moyen des conjoints. Il en ressort essentiellement que les hommes à hauts salaires sont appariés avec des femmes elles-mêmes en haut de la distribution, et que les femmes à bas salaires ont pour conjoints des hommes à salaires moyens. Globalement, pour des niveaux de salaires qui ne sont pas situés aux extrêmes, le processus de formation des couples tend à lisser la distribution des revenus individuels.

Conformément à ce qui est généralement observé, le niveau de salaire dépend du nombre d'années travaillées dans le modèle *Destinie*. Par conséquent, si deux per-

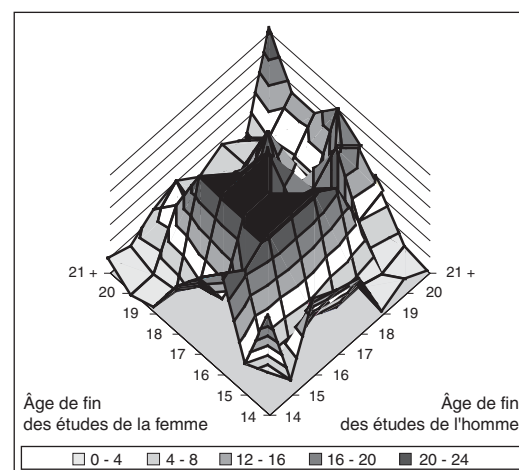
sonnes ont la même qualification, celle qui a acquis le moins d'expérience percevra un salaire moyen plus faible. Le processus d'appariement matrimonial doit donc être plus visible lorsque l'on compare les niveaux de qualification des conjoints. La distribution croisée des âges de fin d'études des hommes et des femmes (cf. graphique B) montre, également, que les femmes fortement qualifiées ont pour conjoints des hommes qui le sont aussi. Et ici encore, les femmes moyennement qualifiées sont appariées avec des hommes ayant fait des études plus longues qu'elles. Comme, dans cet échantillon, les femmes cessent leurs études en moyenne plus tard que les hommes, environ un tiers d'entre elles sont plus qualifiées que leur conjoint. Mais les différences de qualification sont modérées.

Distributions croisées pour les hommes et les femmes

A - Déciles de salaire moyen par année travaillée



B - Âges de fin des études



Champ : individus mariés, nés entre 1948 et 1960 et salariés du secteur privé.
Source : modèle de microsimulation *Destinie* de l'Insee.

LES DIFFICULTÉS DE MESURER L'ASPECT REDISTRIBUTIF D'UN SYSTÈME DE RETRAITE

Jean-Marc Dupuis et Claire El Moudden, Gemma-Université de Caen

Dans leur article, Emmanuelle Walraet et Alexandre Vincent proposent, à l'aide du modèle *Destinie*, une estimation des bilans de la retraite pour les salariés du privé – avant la réforme intervenue en 2003 – qui va plus loin que les évaluations antérieures puisqu'ils calculent ces bilans par niveau de revenu. Ainsi, cette étude permet de mieux cerner à la fois le caractère contributif et redistributif des régimes de retraite du privé. Il convient toutefois d'interpréter avec prudence les résultats obtenus dans la mesure où l'analyse de la redistribution repose sur un indicateur complexe : le taux de rendement interne.

Les retraites des salariés du privé : entre systèmes bismarckien et beveridgien

La distinction classique entre systèmes beveridgien et bismarckien permet de qualifier la nature du lien entre prestations et contributions (Dupuis et El Moudden, 2002). L'assurance sociale, d'essence professionnelle, établit un lien de proportionnalité entre revenu professionnel, cotisation et pension : la pension est fonction du niveau de salaire mais aussi de la durée de la carrière, la cotisation suit un barème d'une forme identique à celui de la pension (par exemple plafonné). Toutes choses égales par ailleurs, le rapport sur le cycle de vie entre pensions et cotisations que mesure le taux de rendement interne doit alors être identique pour toutes les catégories, quel que soit le niveau du revenu. La sécurité sociale universelle rompt ce lien de proportionnalité : si la contribution reste proportionnelle à l'ensemble du revenu, la pension comprend, pour une fraction importante, une partie forfaitaire indépendante des contributions antérieures. Dans ce cas, on doit s'attendre à un taux de rendement interne décroissant avec le revenu.

Les disparités d'espérance de vie, par catégorie sociale et donc par niveau de revenu, doivent modifier ces bilans attendus (Legros, 1996). Dès lors que l'espérance de vie croît avec le revenu, les bilans pensions/cotisations dans les régimes bismarckiens deviennent d'autant plus favorables que les niveaux de revenu sont élevés. Dans les régimes beveridgiens, ces disparités de mor-

talité atténuent la décroissance des taux de rendement interne.

L'article de Emmanuelle Walraet et Alexandre Vincent permet une avancée significative pour qualifier la nature du régime de retraite des salariés du privé puisqu'ils estiment les taux de rendement interne par décile de revenu, en introduisant une espérance de vie par niveau de revenu. Le bilan pensions/cotisations pour les femmes est d'autant plus favorable que leurs revenus sont faibles. Les fortes disparités d'espérance de vie entre les hommes salariés du privé ne parviennent pas à écarter le système de retraite d'une quasi neutralité : les taux de rendement sont pratiquement constants sur l'ensemble de l'échelle des revenus. Ces résultats tiennent à un premier facteur, l'existence du minimum contributif au régime général qui s'apparente à un mécanisme de pension forfaitaire pour les revenus professionnels les plus faibles. Le deuxième facteur explicatif, qui joue davantage pour les femmes, vient des validations gratuites de trimestres qui sont d'autant plus importantes que les revenus des femmes sont faibles. Un troisième ensemble de facteurs va sans doute dans le même sens, cette fois au profit des hommes, par le jeu de la combinaison des âges de début de carrière et de liquidation de pension. Malheureusement, l'article n'identifie pas clairement l'incidence de ces variables d'âge et de durée de carrière et ne donne aucune indication sur les âges de liquidation selon les déciles de revenu. En rapprochant les données contenues dans l'article de celles existant par ailleurs (Colin, Legros et Mahieu, 2000), on peut estimer que l'avantage, en termes d'espérance de vie, des revenus les plus élevés est, pour une large part, contrebalancé par l'entrée tardive dans la vie professionnelle qui se répercute par une sortie plus tardive et/ou conduit à un taux de pension plus faible du fait de l'insuffisance du nombre de trimestres validés.

L'analyse porte sur un échantillon composé de couples dans lesquels les deux conjoints sont nés entre 1948 et 1960. L'apport de cette analyse par couples est mitigé. D'un côté, il est utile de vérifier que, après la mise en commun des ressources entre les conjoints, le taux de rende-

ment interne reste décroissant selon le revenu des couples. Mais d'un autre côté, ce résultat est obtenu au prix d'une exclusion des célibataires qui peuvent représenter une part importante de la population et dont l'espérance de vie est plus courte que celle des personnes vivant en couple (Pan Ké Shon, 1999).

Les auteurs raisonnent dans le cadre réglementaire antérieur à la réforme des retraites de 2003. Leurs résultats nous incitent à penser que, à l'avenir, la redistribution pourrait être accentuée par deux dispositions de la loi intervenue en 2003. La partie forfaitaire de la pension du régime général est augmentée, puisqu'il est prévu qu'avec le minimum contributif une pension ne puisse être inférieure à 85 % du Smic contre 75 % environ aujourd'hui. D'autre part, on peut s'attendre pour les prochaines années à un allongement de la durée de retraite des salariés entrés précocement dans la vie professionnelle, puisque les salariés travaillant depuis l'âge de 14 à 16 ans pourront liquider, sous certaines conditions de durée de cotisation, leur retraite avant 60 ans.

Taux de rendement interne et redistribution des revenus : des liens complexes

Le caractère beveridgien ou bismarckien d'un système de retraite est mis clairement en évidence par la distribution, selon le revenu, du taux de rendement interne. Mais cet indicateur permet-il d'évaluer le sens et l'étendue de la redistribution ? Les auteurs le pensent puisqu'ils retiennent qu'un « système est généralement considéré comme redistributif si le rendement des cotisations décroît avec le revenu ». L'interprétation du taux de rendement interne nécessite cependant une très grande prudence. Trois critiques peuvent en effet être formulées à l'encontre de ce taux :

- il appréhende la redistribution indépendamment du niveau des prestations ;
- il indique le sens de la redistribution mais ne mesure pas son étendue ;
- il peut, dans certain cas, mener à des conclusions erronées sur le sens de la redistribution.

Le taux de rendement interne est le taux qui égalise la somme actualisée des cotisations à la

somme actualisée des prestations. Le calcul se fait indépendamment du *niveau* des prestations et des cotisations, seul comptant leur égalisation. 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 : le taux de rendement interne est déconnecté de l'effort contributif et de la prestation qui en découle. 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. Bien entendu, les auteurs sont conscients de cet inconvénient puisqu'ils présentent, en complément de ce taux, un taux de remplacement à long terme.

Comme le soulignent les auteurs, l'analyse des taux de rendement interne permet de préciser le *sens* de la redistribution. Si le taux de rendement interne décroît avec le revenu, le système de retraite est redistributif au sens où il engendre des transferts au bénéfice des bas salaires. Les auteurs montrent que les mécanismes non contributifs créent ce type de redistribution en fonction du salaire. À l'inverse, des taux croissant avec le salaire seraient la preuve d'un système anti-redistributif favorable aux couches les plus aisées de la population. Le sexe peut aussi différencier les individus face à la redistribution. Ainsi, selon les auteurs, « *entre individus, la redistribution est manifeste : les femmes, et particulièrement celles qui disposent des plus bas salaires, en sont les principales bénéficiaires* » ; des taux de rendement interne plus élevés chez les femmes permettent aux auteurs de formuler cette conclusion.

Mais contrairement à ce qu'affirment les auteurs, le taux de rendement interne ne permet, ni « *d'évaluer les transferts redistributifs* » ni « *d'apporter des éléments d'appréciation sur l'étendue des transferts anti-redistributifs dus aux différentiels de mortalité* ». Une fois appréciée le sens de la redistribution grâce au taux de rendement interne, reste en effet une question en suspens : quelle est l'*importance* des transferts induits par le système de retraite ? Le taux interne de rendement, même présenté de manière novatrice selon des déciles de salaire ou de revenu comme le font les auteurs, ne permet pas de répondre à cette question parce qu'il ne rend pas compte des effets de masse.

Un modèle de microsimulation comme *Destinie* présente l'avantage de dépasser l'approche individuelle des situations en permettant une analyse agrégée en termes de population. Pourquoi alors retenir le taux de rendement interne pour évaluer la redistribution alors que cet indicateur relève plus de la méthodologie du cas type que de celle de la microsimulation ? Dans la mesure où la population est parfaitement identifiée dans le modèle *Destinie*, et où les dispersions réelles des salaires, des cotisations et des retraites sont connues années après années, il serait tout à fait envisageable de connaître les masses financières en jeu, les volumes réellement redistribués. Le choix du taux d'actualisation est certes un obstacle, mais cet écueil ne saurait permettre d'éluder la question. S'il est indispensable de connaître dans un premier temps les sens de la redistribution opérée par les régimes de retraite, ce que font avec précision les auteurs, ne pourrait-on pas envisager de mener plus loin les investigations pour que soient connus non pas seulement les sens mais aussi l'importance des transferts opérés par le système de retraite français ?

La troisième et dernière remarque relève d'un questionnement méthodologique concernant la redistribution et sa mesure par le taux interne de rendement. Nous allons voir que, dans certains cas, les conclusions formulées à partir des taux de rendement interne peuvent être erronées. Pour le montrer revenons d'abord sur une question incontournable : qu'est ce que la redistribution ?

La problématique de la redistribution, quel que soit le type de risque couvert (retraite, maladie, chômage ou famille) est souvent posée de la façon suivante : qui perd et qui gagne ou plus précisément qui est cotisant net et qui est bénéficiaire net ? Pour répondre à cette question, il était « *d'usage de comptabiliser pour certains groupes de la population des flux en recettes et en dépenses (prestations, cotisations par exemple) sur une année donnée pour apprécier la redistribution par leur solde : les groupes dits bénéficiaires sont ceux dont le solde est positif* » (Lagarde, Launay et Lenormand, 1982). Cependant, cette définition « synchronique » de la redistribution a été rejetée par de nombreux auteurs en raison de son incohérence pour les retraites.

Une seconde voie a été proposée en se référant au concept de neutralité actuarielle. Cette der-

nière est atteinte quand cotisations et prestations s'égalisent en valeurs actualisées, ce qui permet de calculer le taux de rendement interne retenu par les auteurs. Cette définition de la redistribution a été introduite dès 1976, Coppini (1976) proposant de définir la redistribution comme étant ce qui est prélevé en plus ou en moins par rapport à l'équilibre actuariel des régimes, ce qu'il appelle la méthode stochastique. Cette méthode, reprise en 1978 par Lagarde et Worms, n'est pas contestée depuis et peut être résumée en reprenant les propos de Blanchet (1996) : « *une possibilité pour chiffrer le montant de la redistribution qui est imposé à un individu ou dont il bénéficie consiste à se référer directement au concept de neutralité actuarielle. On dira qu'il y a redistribution ou solidarité lorsqu'un individu verse au système ou en reçoit davantage que ce qu'il est susceptible d'en recevoir en espérance mathématique* ». Cette définition conduit à calculer des bilans actualisés, prestations moins cotisations, ou encore des taux de rendement interne pour contourner le problème d'un choix d'actualisation. S'il ne fait aucun doute que la neutralité actuarielle est le point de bascule entre redistribution et non-redistribution, nous sommes sceptiques quant à l'utilisation des bilans et des taux de rendement interne pour mesurer cette redistribution intragénérationnelle. Face à ce doute, revenons à nouveau sur la définition de la redistribution.

Tenir compte aussi de la générosité du système de retraite

La redistribution peut être définie de manière très classique comme un mécanisme qui modifie la répartition primaire des revenus. Pour éviter l'approche synchronique, qui n'a pas de sens en matière de retraite, on peut définir la redistribution intragénérationnelle générée par un système de retraite comme un mécanisme qui modifie la répartition primaire des revenus des assurés sur l'ensemble du cycle de vie : un système de retraite est source de redistribution intragénérationnelle si la répartition primaire des revenus d'une même génération (c'est-à-dire la répartition sans régime de retraite) sur l'ensemble du cycle de vie diffère de la répartition secondaire des revenus (quand existe un régime de retraite). Étudier la redistribution intragénérationnelle consiste donc à comparer le caractère inégalitaire de deux distributions de revenus dans le *temps*, comparaison qui peut

être effectuée à l'aide des courbes de Lorenz. La question est alors de savoir si l'étude des taux de rendement interne par décile de revenu permet réellement d'appréhender la redistribution au sens de comparaison de courbe de Lorenz de distribution de revenu. La réponse est à notre avis négative (El Moudden, 2000) et nous tenterons de le prouver par l'exemple suivant.

Soient trois types d'individus A, B et C qui cotisent pendant 8 ans à un régime et reçoivent une retraite pendant 4 ans. Le salaire de l'individu A est de 10, celui de l'individu B vaut 40, il est de 150 pour l'individu C. Ils cotisent à hauteur de 6 % sur la partie de leur salaire inférieur au plafond (qui vaut 80), 16 % au-dessus. Compte tenu de mécanismes non contributifs favorables aux bas salaires, les individus A obtiennent une retraite annuelle égale à 3 fois leurs cotisations annuelles. Ce chiffre descend à 2,5 pour les individus B et 2,2 pour les individus au salaire le plus élevé, à savoir les individus C.

À partir de cet exemple certes très simpliste, il est possible de calculer le taux de rendement interne de chaque catégorie d'individus. Il s'élève à 6,83 % pour les individus les moins aisés, ne vaut plus que 3,74 % pour ceux appartenant aux classes moyennes, pour chuter à 1,59 % pour les assurés se situant en haut de l'échelle des revenus. Le système de retraite ainsi proposé est-il alors redistributif au profit des classes moyennes et inférieures, comme le laisserait supposer l'analyse des taux de rendement interne ? Rien n'est moins sûr si on compare les courbes de Lorenz. Il apparaît, en effet, que la courbe de Lorenz des revenus sur l'ensemble du cycle de vie avec le système de retraite domine (très légèrement) la courbe de Lorenz des revenus hors cotisations et prestations. Au regard des courbes de Lorenz, le système de retraite ainsi proposé n'est pas redistributif contrairement à ce que la lecture des taux de rendement interne indiquait.

Pourquoi cette différence d'analyse ? Tout simplement parce que le taux de rendement interne n'est qu'un indicateur de retour sur investissement. Il ne tient absolument pas compte du poids de la contribution de l'assuré. Ainsi dans

notre exemple, du fait du barème progressif, les assurés les plus aisés cotisent proportionnellement à leur salaire beaucoup plus que les assurés en bas de l'échelle salariale. Et même si le rendement de leur retraite est plus faible, ils compensent ce manque par une surcotisation dans un système qui reste favorable et qui leur permet de se maintenir dans l'échelle des revenus. La générosité du système de retraite associée à un taux de cotisation élevée pour les hauts salaires permet donc de ne pas modifier la répartition des revenus, bien que le retour sur cotisation (ou taux de rendement interne) des hauts salaires soit plus faible que le retour sur cotisation des bas salaires.

Ce simple contre-exemple permet de montrer qu'il faut être très prudent quant à l'interprétation des taux de rendement interne en matière de redistribution. L'analyse doit combiner deux éléments : la contribution des assurés d'une part, la générosité du système de retraite d'autre part. Quand le système est généreux, grâce à une redistribution intergénérationnelle et que certains salariés contribuent proportionnellement plus que d'autres, une redistribution intragénérationnelle « cachée » peut apparaître. Elle n'est pas liée à des mécanismes redistributifs largement connus, qui sont le fait de règles de fonctionnement non contributives des régimes (tels que le minimum contributif ou les validations gratuites de trimestres). Cette redistribution ne trouve pas plus sa source dans des différences d'espérance de vie entre individus. Cette redistribution apparaît, même dans des systèmes purement contributifs, quand un système généreux permet à ceux qui cotisent proportionnellement plus, de bénéficier plus de cette générosité ; l'approche pas les taux de rendement interne ne permet pas de rendre compte de ce phénomène. Certes, dans le futur, la générosité du système de retraite français devrait nettement diminuer, comme le montre la baisse des taux de rendement interne par génération (Bonnet et Mahieu, 2000) : la redistribution intragénérationnelle qui pouvait en découler n'aura peut-être bientôt plus raison d'être. En attendant, restons prudent dans l'interprétation des taux de rendement interne. □

BIBLIOGRAPHIE

- Blanchet D. (1996)**, « La référence assurantielle en matière de protection sociale : apports et limites », *Économie et Statistique*, n° 291-292, pp. 33-45.
- Bonnet C. (2002)**, *Inégalités et redistribution inter et intragénérationnelle : études quantitatives appliquées au système de retraite français*, Thèse de doctorat, Institut d'études politiques, Paris.
- Bonnet C. et Mahieu R. (2000)**, « Taux de rendement interne par générations des régimes obligatoires de retraite : calcul à l'aide d'un modèle de microsimulation dynamique », *Revue économique*, vol. 51, février, pp. 77-95.
- Colin C., Legros F. et Mahieu R. (2000)**, « Des spécificités de carrière aux spécificités des régimes de retraite. Une simulation sur le secteur privé et la fonction publique », *Revue économique*, vol. 51, février, pp. 97-114.
- Coppini M.A. (1976)**, « Le rôle de la sécurité sociale dans la redistribution des revenus », *Revue française des affaires sociales*, janvier-mars, n° 1, pp. 231-260.
- Dupuis J.-M. et El Moudden C. (2002)**, *Économie des retraites*, Economica.
- El Moudden-Bajram C. (2000)**, *Prestations contributives et redistribution : une approche de l'équité intragénérationnelle des retraites*, Thèse de doctorat, Université de Caen.
- Lagarde F., Launay J.-P. et Lenormand F. (1982)**, « Les effets redistributifs du système des retraites : une méthode, un constat et des voies de reformes », *Droit social*, n° 6, pp. 473-489.
- Lagarde F. et Worms G. (1978)**, « La redistribution : une problématique nouvelle », *Statistiques et études financières*, pp. 54-74.
- Lebreton M., Moyes P. et Trannoy A. (1996)**, « Inequality Reducing Properties of Composite Taxation », *Journal of economic theory*, vol. 69, n° 1, April, pp. 71-103.
- Legros F. (1996)**, « Neutralité actuarielle et propriétés redistributives des systèmes de retraite », *Économie et Statistique*, n° 291-292, pp. 173-183.
- Pan Ké Shon J.-L. (1999)**, « Vivre seul, sentiment de solitude et isolement relationnel », *Insee Première*, n° 678, octobre 1999.