

Le taux de rendement interne du système de retraite français : quelle redistribution au sein d'une génération et quelle évolution entre générations ?

Yves Dubois* et Anthony Marino**

Le taux de rendement interne (TRI) du système de retraite compare de manière synthétique les prestations reçues tout au long de la retraite à l'ensemble des contributions versées durant la vie active. En intragénérationnel, il permet de voir si le système opère bien les redistributions verticales ou horizontales qui sont attendues de lui, au profit des groupes moins favorisés. Au niveau intergénérationnel, son évolution est contrainte par les évolutions démographiques et économiques, mais il permet de voir comment le poids des ajustements est réparti entre les générations successives. Le modèle de micro-simulation Destinie 2 sert à illustrer l'un et l'autre de ces deux usages.

Nous comparons tout d'abord les taux de rendement des générations 1950 à 1980. Hors réformes, le rendement serait resté à un niveau très supérieur à son niveau d'équilibre. Les réformes l'ont rapproché de cette valeur d'équilibre, mais à un degré qui reste tributaire des hypothèses de croissance économique. Un des facteurs de la baisse du rendement est en effet le passage à l'indexation sur les prix plutôt que les salaires pour un certain nombre de paramètres du système : ceci freine la croissance des droits à retraite, mais de façon d'autant moins marquée que la croissance économique est peu rapide, ce qui se reporte sur l'équilibre financier du régime.

Au sein d'une même génération, les écarts de TRI tiennent à la présence de mécanismes non contributifs et aux écarts d'espérance de vie. Ces derniers jouent dans un sens anti-redistributif lorsqu'on compare les rendements selon l'âge de fin d'études mais, pour les générations 1960-1970 étudiées ici, ceci ne va pas au point d'annuler l'impact redistributif des règles qui avantagent les bas revenus et les carrières courtes. La réversion améliore par ailleurs le rendement du système pour les personnes en couple, lorsqu'on s'intéresse au rendement conjoint pour les deux membres de ces couples.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Codes JEL : H55, J26.

Mots clés : retraite, taux de rendement interne, équité inter et intragénérationnelle, microsimulation.

* Insee, Division Redistribution et politiques sociales (auteur correspondant).

** Insee, Division Redistribution et politiques sociales (lors de la rédaction de cet article).

Les auteurs remercient Gwenaël Solard, Carole Bonnet, Julia Cuvilliez et Geoffrey Lefebvre pour leurs suggestions et discussions lors des séminaires du D2E, Inégalités et Fourgeaud, ainsi que tous les participants à ces séminaires et au séminaire scientifique du Forum retraite. Ils sont également reconnaissants à Patrick Aubert, dont ils ont retenu la méthode de projection des quotients de mortalité. Enfin, ils adressent aussi leurs remerciements aux deux rapporteurs de la revue ainsi qu'à Malik Koubi, Corinne Prost et Éric Dubois pour leurs remarques et propositions.

L'article L111-2-1 du code de la Sécurité sociale, modifié par la loi du 20 janvier 2014, rappelle l'ensemble des objectifs assignés au système de retraite. Parmi ces nombreux objectifs figure celui de garantir un traitement équitable entre les assurés, au regard du montant de la pension et de la durée de retraite. Cette question de l'équité se pose d'abord du point de vue intergénérationnel : il s'agit d'une condition essentielle du pacte qui lie les générations dans un système par répartition comme le système de retraite français. Elle se pose ensuite quand on compare diverses catégories d'assurés d'une même génération : selon leur sexe, leur parcours professionnel, ou bien encore leur régime d'affiliation.

Apprécier cette équité suppose de prendre en considération l'ensemble des dimensions de la retraite sur le cycle de vie : l'effort contributif demandé, la durée de cotisation, la pension à la liquidation, sa durée de perception et son évolution durant toute cette période. Une approche possible de ce problème est de retenir un ou plusieurs indicateurs pour chacune de ces quatre

dimensions, et d'examiner conjointement leurs variations inter et intragénérationnelles. Dans cette étude, nous proposons de plutôt synthétiser à l'aide d'un indicateur actuariel unique : le taux de rendement interne (TRI). Ce taux se calcule à partir des flux constatés et attendus de contributions versées et des prestations reçues (cf. encadré 1). Il correspond au taux d'actualisation qui égalise les valeurs de ces deux flux. Une façon de l'interpréter est de le lire comme le taux sans risque auquel auraient dû ou devraient être placées les mêmes contributions pour offrir le même flux de prestation. Plus le taux est élevé, plus les prestations sont importantes au regard de l'effort contributif de l'assuré.

Privilégier cet indicateur de rendement actuariel ne veut évidemment pas dire qu'on assimile équité et égalité de ce taux de retour pour toutes les catégories d'assurés. Une stricte logique contributive irait certes dans cette direction, puisque son principe est la proportionnalité entre contributions et prestations. Mais l'équité autorise et requiert même des écarts significatifs de rendement entre générations ou individus,

Encadré 1

LE TAUX DE RENDEMENT INTERNE : DÉFINITION ET PROPRIÉTÉS

Définition

Évaluer le rendement du système de retraite pour un individu, une génération ou une catégorie d'assurés implique de comparer les flux de contributions payées et de pensions perçues sur le cycle de vie. Les deux dimensions monétaire et de durée sont donc à prendre en compte à la fois pour la période d'activité et celle de retraite.

Cette comparaison peut se faire à taux d'actualisation donné ρ en calculant la valeur actualisée nette (VAN) des flux de cotisations et de prestations. Supposons un individu de la génération g qui travaille de l'âge α à l'âge $\beta-1$ puis qui est à la retraite entre l'âge β et l'âge du décès ω . Notons $W_{g,a}$ son salaire à l'âge a sur lequel est prélevé une cotisation $\tau W_{g,a}$ et notons de même $P_{g,a}$ son niveau de pension à l'âge a . La VAN s'écrit :

$$VAN_g(\rho) = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{\tau W_{g,a}}{(1+\rho)^a} + \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{P_{g,a}}{(1+\rho)^a} \quad (1)$$

Le problème de cette mesure est qu'elle dépend du choix du taux d'actualisation. Calculer le taux de rendement interne (TRI) consiste à inverser la démarche. Le TRI est le taux d'actualisation ρ^* qui annule cette valeur actualisée nette et pour lequel il y a donc récupération exacte des contributions versées. On peut l'interpréter

comme le taux sans risque auquel devraient être placées les cotisations pour obtenir les mêmes prestations en épargnant de manière individuelle.

Cet indicateur doit être très nettement différencié d'un autre indicateur également qualifié de « rendement » et qui est utilisé dans les régimes complémentaires par points. Dans ces régimes, la masse des cotisations versées durant la vie active permet d'acheter un nombre de points dépendant de leur valeur d'achat V_{achat} , le niveau de pension étant ensuite calculé en appliquant à ce cumul de points une valeur de service V_{serv} . On a donc la formule :

$$P = V_{serv} \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{\tau W_{g,a}}{V_{achat}} \quad (2)$$

Ce qu'on appelle « rendement » est dans ce cas le rapport V_{serv}/V_{achat} . Il mesure ce qu'un euro de cotisation rapporte comme droit à pension. L'esprit est bien le même que pour le calcul du TRI mais on voit que cet indicateur ne prend en compte que le niveau de cette pension, pas sa durée de service. Il en découle des propriétés très différentes, en particulier le fait que cet indicateur est toujours positif et bien plus élevé que le TRI. Une valeur nulle voudrait dire des cotisations à fonds totalement perdus : l'équivalent serait un TRI égal à moins l'infini. →

Encadré 1 (suite)

Valeur d'équilibre du TRI moyen en régime permanent

En régime permanent, ce TRI n'est pas un paramètre de pilotage du système car il est contraint par la condition d'équilibre entre prestations et cotisations. Ce régime permanent est un régime de croissances régulières de la productivité et de la population aux taux respectifs de γ et n dans lequel les structures par âge des salaires et des pensions sont stabilisées, avec des profils instantanés qu'on notera w_a et p_a . Le salaire $W_{g,a}$ des individus de la génération g à l'âge a est dans ce cas le produit de w_a et d'un effet de période $(1+\gamma)^{g+a}$ et on aura de la même manière $P_{g,a}=(1+\gamma)^{g+a}p_a$. On précise que ces formes sont assez générales pour inclure les conséquences à long terme de différents modes d'indexation des retraites. Des retraites indexées sur les salaires après liquidation impliquent le même niveau de vie moyen selon l'âge pour tous les retraités à date donnée, ce qui se traduit par $p_a=p$ constant. Des retraites indexées sur les prix impliquent un niveau de vie des retraités qui se dégrade en termes relatifs au fur et à mesure qu'ils avancent en âge, avec un profil p_a de la forme $(1+\gamma)^{-a}p$.

Avec ces notations, l'équation qui définit le TRI de la génération g s'écrit :

$$0 = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{(1+\gamma)^{g+a} \tau w_a}{(1+\rho)^a} + \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{(1+\gamma)^{g+a} p_a}{(1+\rho)^a} \quad (3)$$

La solution de cette équation s'obtient par recouplement avec l'équation qui décrit l'équilibre instantané du système. Cette équation fait intervenir l'effet du taux de croissance démographique sur la structure par âge de la population : à la date t , l'effectif d'âge a correspond au nombre de naissances de l'année $t-a$ et il est donc de la forme $N e^{n(t-a)}$. L'équilibre instantané s'écrit donc :

$$0 = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} N(1+n)^{t-a} (1+\gamma)^t \tau w_a + \sum_{a=\beta}^{\omega} N(1+n)^{t-a} (1+\gamma)^t p_a \quad (4)$$

Après élimination des termes d'échelle $(1+\gamma)^g$ et $N(1+n)^t(1+\gamma)^t$ des deux équations précédentes, on obtient respectivement :

$$0 = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{(1+\gamma)^a \tau w_a}{(1+\rho)^a} + \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{(1+\gamma)^a p_a}{(1+\rho)^a} \quad (3')$$

et

$$0 = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{\tau w_a}{(1+n)^a} + \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{p_a}{(1+n)^a} \quad (4')$$

qui sont équivalentes dès que $(1+\gamma)/(1+\rho)=1/(1+n)$. Le fait que (4') soit vérifiée par hypothèse implique donc d'avoir $\rho \approx \gamma+n$ comme solution en ρ de (3'). Ce résultat s'interprète facilement : à taux de cotisation donné, ce qu'une génération peut espérer toucher à la retraite correspond à ce qu'elle a cotisé, augmenté de ce qu'a

été la croissance économique globale entre le moment où elle a cotisé et le moment où elle touche sa retraite.

Le rendement au sens des régimes complémentaires est lui aussi soumis à une contrainte de long terme mais qui est très différente. Si on se limite au cas très simple d'une économie stationnaire, il est facile de voir à partir de la formule (2) qu'il va être égal à l'inverse de la durée de service de la pension, c'est à dire compris entre 4 à 5 % si elle est de comprise entre 20 et 25 ans alors que, dans ce type d'économie, le TRI serait égal à zéro.

Facteurs d'écart à la valeur d'équilibre de long terme

La relation $\rho \approx \gamma+n$ ne s'impose toutefois qu'en régime permanent équilibré à taux de cotisation constant. Un régime qui n'est pas contraint à l'équilibre peut servir un taux de retour supérieur au taux de croissance économique s'il s'endette ou ponctionne ses réserves. Un système peut aussi être temporairement équilibré mais servir un taux de rendement plus élevé que le taux de croissance économique si son taux de cotisation augmente ou a augmenté sur un passé plus ou moins récent. Augmenter les taux de cotisations permet en effet de servir plus qu'elles n'ont contribué aux générations qui ont cotisé à taux faible et qui touchent des pensions financées par des cotisations plus élevées. Ce qui se passe à la mise en place du système n'est qu'un cas particulier extrême de ce mécanisme. La mise en place *ex nihilo* d'un système de répartition revient à passer brutalement d'un taux de cotisation nul à un taux de cotisation positif. Ceci permet de servir immédiatement des retraites à des générations n'ayant pas ou que très peu cotisé et pour qui les taux de rendement sont donc mécaniquement très élevés, comme cela a été le cas des premières générations de retraités de l'après guerre. A partir d'un tel point de départ, le taux de rendement doit nécessairement redescendre.

La contrainte ne vaut par ailleurs qu'en moyenne. Elle peut être respectée en combinant des taux de retour plus élevés et plus faibles que ρ' pour différentes sous-catégories de population. Tel sera le cas si le système assure une redistribution intragénérationnelle. Les taux de retour supérieurs à ρ' pour les individus à bas revenu seront financés par des taux de retour plus bas que ρ' pour les individus à revenu élevé : c'est le principe même de la redistribution verticale.

On doit enfin rappeler qu'un TRI élevé n'est pas forcément synonyme de retraites élevées. Il peut correspondre à des retraites faibles mais versées sur des durées longues. Il peut même correspondre à des retraites faibles versées sur des durées courtes. C'est ce qui a été le cas pour les premières générations de bénéficiaires de l'après-guerre. Elles ont certes bénéficié d'un système auquel elles n'avaient pas cotisé, mais les retraites auxquelles elles ont eu droit sont restées peu élevées et servies sur des durées assez brèves, en raison d'un âge de liquidation alors fixé à 65 ans et d'une espérance de vie bien plus faible qu'aujourd'hui.

dès lors qu'ils jouent bien dans un sens redistributif, c'est-à-dire au profit des individus ou des générations les moins favorisés. L'intérêt des calculs de TRI est justement de quantifier cette redistribution et d'en évaluer la direction.

C'est au niveau intragénérationnel que cette lecture est la plus facile à mettre en œuvre. En comparant les taux de retour à génération donnée, on évalue directement de qui vers qui se fait la redistribution implicite du système de retraite entre individus nés à la même date qui profitent donc du même degré de maturité du système de retraite, sous des conditions démographiques et économiques également comparables. Walraet et Vincent (2003) ont ainsi utilisé cette approche pour mesurer la redistribution intragénérationnelle du régime des salariés du privé. Aubert (2000) ou Colin *et al.* (1999) l'ont utilisé pour comparer les rendements de différents régimes.

Son utilisation est un peu plus délicate au niveau intergénérationnel (Blanchet, 2008 et 2010). La première raison à cela est la difficulté à définir de manière simple et consensuelle les notions de générations favorisées ou défavorisées et donc de savoir si la redistribution intergénérationnelle fonctionne ou non dans le sens redistributif attendu. La seconde est que, de toute manière, l'évolution intergénérationnelle de cet indicateur est contrainte par le processus de maturation du système et les évolutions macroéconomiques et démographiques (cf. encadré 1). Un système par répartition permet d'offrir des rendements élevés aux premières générations de bénéficiaires, ce qui n'est pas en soi inéquitable si ceci profite à des générations objectivement défavorisées par l'histoire, ce qui a été le cas des premiers bénéficiaires (Bozio, 2006), mais ce rendement doit ensuite converger vers le taux de croissance global de l'économie. En effet, en régime permanent à cotisations stabilisées, chaque génération reçoit ce qu'elle a versé au système augmenté de ce qu'a été la croissance de la masse cotisable entre le moment où elle a contribué et le moment où elle touche sa pension. Ce qu'on peut au plus commenter est le rythme auquel le taux de rendement moyen s'aligne sur cette valeur. Mais ceci permet tout de même d'apprécier comment l'effort d'ajustement aux contraintes économiques et démographiques est réparti entre les générations concernées.

La présente étude va combiner ces deux usages de l'indicateur, inter et intragénérationnel, à l'instar de Bonnet et Mahieu (2000), en s'appuyant comme eux et comme Walraet et Vincent sur le modèle Destinie. La première partie décrit

le modèle de microsimulation utilisé ainsi que les améliorations qui lui ont été apportées afin de prendre en compte la diversification du financement du système de retraite. On examine ensuite l'évolution du taux de rendement entre générations, en le calculant par cohorte quinquennale. Nous estimons l'impact des réformes mises en œuvre, du mode de financement et des hypothèses de croissance sur l'évolution de ce taux de rendement. La dernière partie est enfin consacrée à la mesure de la redistribution intragénérationnelle.

Mesurer le taux de rendement par microsimulation

Destinie 2 : présentation générale

Le modèle Destinie repose sur un échantillon représentatif de la population française en 2009 composé de 60 000 individus (Bachelet *et al.*, 2013). Ce modèle projette les situations familiales, les carrières professionnelles, les départs à la retraite et les décès des personnes de cette population, dont le renouvellement est assuré par la simulation des naissances et des flux migratoires. Les individus sont répartis en trois grands groupes : les salariés du secteur privé, les titulaires de la fonction publique et les indépendants. Au niveau d'un individu, Destinie 2 permet de suivre l'ensemble de sa trajectoire professionnelle (statuts d'activité et revenus), et simule les liquidations à la retraite sous diverses hypothèses de comportement et de législation. Les liens familiaux (unions, naissances, séparations) étant simulés, ce modèle permet également de réaliser des estimations au niveau du ménage.

Les principaux paramètres du système de retraite sont connus sur une longue période : taux de cotisation, plafond de la sécurité sociale, coefficients de revalorisation des salaires portés au compte et des pensions, valeur d'achats et de service du point, taux d'appel, minima de pension. La dimension familiale permet de simuler les pensions de réversion.

Les trajectoires professionnelles des individus sont connues jusqu'en 2009, année de base. À compter de 2010, leurs carrières (statuts d'activité et revenus) sont projetées conformément à des hypothèses macroéconomiques. Pour cette étude, sauf mention contraire, nous avons choisi de considérer les hypothèses du scénario C de l'exercice de projection de 2012 du Conseil d'orientation des retraites (COR), reposant à long terme sur des gains de productivité du travail de 1,3 % et un taux de chômage tendanciel de 7 %.

Les hypothèses démographiques correspondent également à celles retenues par le COR. S'agissant de la fécondité, l'hypothèse retenue est de 1,95 enfant par femme à partir de 2015. Le solde migratoire net est quant à lui de + 100 000 entrées par an. Concernant l'espérance de vie, on retient les hypothèses du scénario central des projections de population de l'Insee, *i.e.* une espérance de vie à 60 ans qui passe de 22,2 à 28,0 ans pour les hommes et de 27,2 à 32,3 ans pour les femmes entre 2010 et 2060. Les calculs d'indicateurs pour les générations considérées ici impliquent toutefois de disposer de quotients de mortalité après 2060. Dans cette étude, nous prolongeons en tendance les gains d'espérance de vie après 2060, en reprenant la méthodologie d'Aubert et Rabaté (2014).

La législation considérée en matière de retraites est celle qui prévalait lors de la rédaction de cette étude, intégrant la réforme de 2014 et l'accord Agirc-Arrco de mars 2013.

Outre les hypothèses économiques et démographiques, il est nécessaire de choisir un modèle de comportement de départ à la retraite. Il n'existe pas d'âge unique de départ à la retraite dans le système français. Deux âges pivots le caractérisent (l'âge d'ouverture des droits et l'âge d'obtention du taux plein quelle que soit la durée), entre lesquels une liberté de choix est laissée à l'assuré. Le modèle Destinie 2 propose plusieurs hypothèses pour la détermination du départ en retraite : départ au taux plein, maximisation d'une fonction d'utilité intertemporelle, fixation d'un âge exogène ou départ dès l'atteinte d'une cible de taux de remplacement (ce qui équivaut à une maximisation de l'utilité instantanée).

Si, étant donné un taux d'actualisation, le barème de retraite était actuariellement neutre pour tout assuré, le choix de l'âge de liquidation serait totalement indifférent pour des calculs du bilan cotisation-prestation utilisant le même taux d'actualisation. Toute décision individuelle de report (resp. d'anticipation) de l'âge de départ s'accompagnerait d'une variation du montant de la pension à la liquidation compensant exactement le supplément (resp. le moindre montant) de cotisations versées et la moindre (resp. plus grande) durée de retraite. Les dispositifs de décote et de surcote favorisent effectivement la liberté de choix et concourent à la neutralité actuarielle.

Toutefois, l'hétérogénéité des préférences individuelles, les différences d'espérance de vie et les multiples non-linéarités du régime de retraite : prise en compte combinée de l'âge et

de la durée, coefficient de proratisation, salaire de référence (cf. Briard et Mahfouz, 2011, et Secrétariat général du COR, 2011) expliquent que cette neutralité ne soit pas exactement vérifiée. Dès lors, afin de ne pas attribuer au système de retraite des transferts propres aux comportements individuels, il faut se fixer une règle relativement normative de départ. Dans l'ensemble de l'étude, les individus sont supposés liquider lorsqu'ils ont le taux plein, soit par l'âge, soit par la durée.

Le champ de l'étude et les populations comparées

Le champ de l'étude est limité en raison de l'échantillon à partir duquel la simulation est effectuée avec Destinie 2. Les simulations sont réalisées à partir d'un échantillon représentatif de la population résidant en France en 2009, ce qui interdit de considérer des cohortes trop anciennes. C'est ainsi que les statistiques ne sont calculées qu'à compter de la génération 1949. Pour cette génération, l'échantillon ne comprend que les personnes encore en vie en 2009, c'est-à-dire à 60 ans.

Afin d'éviter tout effet de structure susceptible de fausser les interprétations, les comparaisons entre générations sont effectuées en considérant les individus remplissant les deux conditions suivantes : n'avoir été que salarié du secteur privé, et être vivant à l'âge de 60 ans. Cette restriction aux personnes vivantes à 60 ans exclut notamment les contributeurs nets qui ne perçoivent aucune pension. Elle conduit donc à surestimer le rendement effectif d'une génération, ce qui explique que, dans les simulations présentées ci-après, le rendement ne converge pas tout à fait vers le taux de croissance de l'économie.

Au niveau intergénérationnel, les indicateurs sont déterminés par cohorte quinquennale : la première centrée autour de 1950 (1949-1952)¹, la suivante autour de 1955 (1953-1957) jusqu'à la cohorte centrée autour de la génération 1985 (1983-1987). Dans la suite de ce document, elles seront par convention appelées générations 1950, 1955, ... 1985. La partie intragénérationnelle, quant à elle, concerne les individus nés entre 1960 et 1970, sans restriction quant à l'âge de décès.

Quelle que soit l'approche (inter ou intragénérationnelle), le taux de rendement interne

1. La génération 1948 n'est pas retenue pour avoir une population homogène vivante à 60 ans.

est calculé sur une population (cohorte ou catégorie d'assurés) en agrégeant l'ensemble des flux de contributions d'un côté et de prestations de l'autre. Ces flux sont calculés préalablement au niveau de chaque individu, dont la biographie et notamment l'âge de décès ont déjà été simulés suivant les tables de mortalité.

Par ailleurs, à l'exception de la partie consacrée spécifiquement à l'effet de la réversion, seules les pensions de droit direct sont considérées. En effet, compte tenu de leurs règles d'attribution, nous considérons les réversions comme des droits à appréhender au niveau du couple. Si cette approche conjugale est effectivement retenue dans la partie consacrée à la réversion, c'est en revanche une approche individuelle qui est choisie pour le reste de l'étude.

Adapter Destinie 2 à la diversification du financement du système de retraite

Évaluer des taux de rendement nécessite de mesurer aussi précisément que possible comment chaque assuré contribue au financement du système. Or, à l'image de l'ensemble de la protection sociale, le système de retraite s'est inscrit depuis le milieu des années 1990 dans une démarche de diversification de son financement. Pour le seul régime général, la part des cotisations dans les recettes est passée de 84 % en 1990 à 66 % en 2010. Pour l'ensemble du régime de retraite, ces recettes autres que les cotisations sont essentiellement composées de contributions visant à équilibrer certains régimes spéciaux et versées principalement par l'État, d'impôts et de taxes visant à compenser les allègements de cotisations, ou de transferts en provenance de l'assurance chômage et de la branche famille. Dans le cas des salariés du secteur privé, que nous considérons plus spécifiquement dans cette étude, le versement de la pension de base est assuré par la Cnav et le FSV, dont les financements ne sont pas assis exclusivement sur les salaires des assurés de ces régimes. Les assurés des autres régimes contribuent en partie au financement des retraites des salariés du privé *via* les transferts pour droits familiaux, la CSG et les autres impôts et taxes affectées.

Symétriquement, d'autres caisses de retraite (par exemple celles des régimes de non salariés et de certains régimes spéciaux) sont affectataires de ressources dont l'assiette dépasse très largement celle de leurs propres ressortissants. *Via* ces recettes, les salariés du secteur privé

contribuent eux-aussi pour des régimes dont ils ne dépendent pas. Du point de vue de l'assuré, ici le salarié du secteur privé, la mesure du rendement implique donc de prendre en compte l'intégralité des pensions reçues (même si le financement provient en partie d'assurés d'autres régimes) et l'intégralité des contributions qu'ils versent (pour leurs régimes d'affiliation, ou indirectement pour d'autres).

Dans Destinie, les seuls revenus simulés sont les revenus d'activité, les pensions (de droit propre et de réversion) et l'allocation de solidarité aux personnes âgées. Pour cette étude, nous avons ajouté aux cotisations la majeure partie des recettes finançant le système de retraite qui sont assises sur ces revenus, et nous avons également pris en compte les allègements de cotisations suivant les barèmes successifs (taux de ces allègements, point de sortie du dispositif).

Nous pouvons répartir ces contributions en fonction de l'assiette retenue pour les imputer dans le modèle :

- La consommation pour les impôts et taxes affectées visant à compenser les allègements et exonérations, la contribution sociale de solidarité des sociétés (C3S), les concours publics pour les exploitants agricoles, la taxe sur les salaires et la C3S additionnelle. Nous calculons une consommation théorique pour l'ensemble des individus, actifs ou retraités, en appliquant un taux de consommation par quintile de niveau de vie et par âge.
- Les revenus d'activité de tous les individus pour imputer les transferts pour droits familiaux de la Cnav et du FSV vers la Cnav.
- Les salaires du secteur privé pour les transferts de l'Unedic à l'Agirc et l'Arrco.
- Les revenus d'activité et les pensions de toute la population pour la seule part de contribution sociale généralisée (CSG) finançant le FSV. La part de CSG finançant d'autres caisses (CNSA, Cades, Cnav et régimes d'assurance maladie) est exclue.

Faute de disposer de l'assiette correspondante, certaines recettes ne peuvent pas être prises en compte : forfait social, prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine et de placements, part des impôts et taxes affectées assise sur les revenus du patrimoine. Nous ne modélisons pas non plus les subventions d'équilibre des régimes spéciaux et la compensation démographique. Les contributions de l'État employeur au titre du CAS pensions pour le régime de la

fonction publique d'État sont assimilées à des cotisations employeurs et n'interviennent donc pas dans notre calcul.

In fine, l'imputation de l'ensemble de ces contributions indirectes permet de prendre en compte un peu plus de 90 % des recettes du régime général, contre 66 % si l'on ne considère que les seules cotisations.

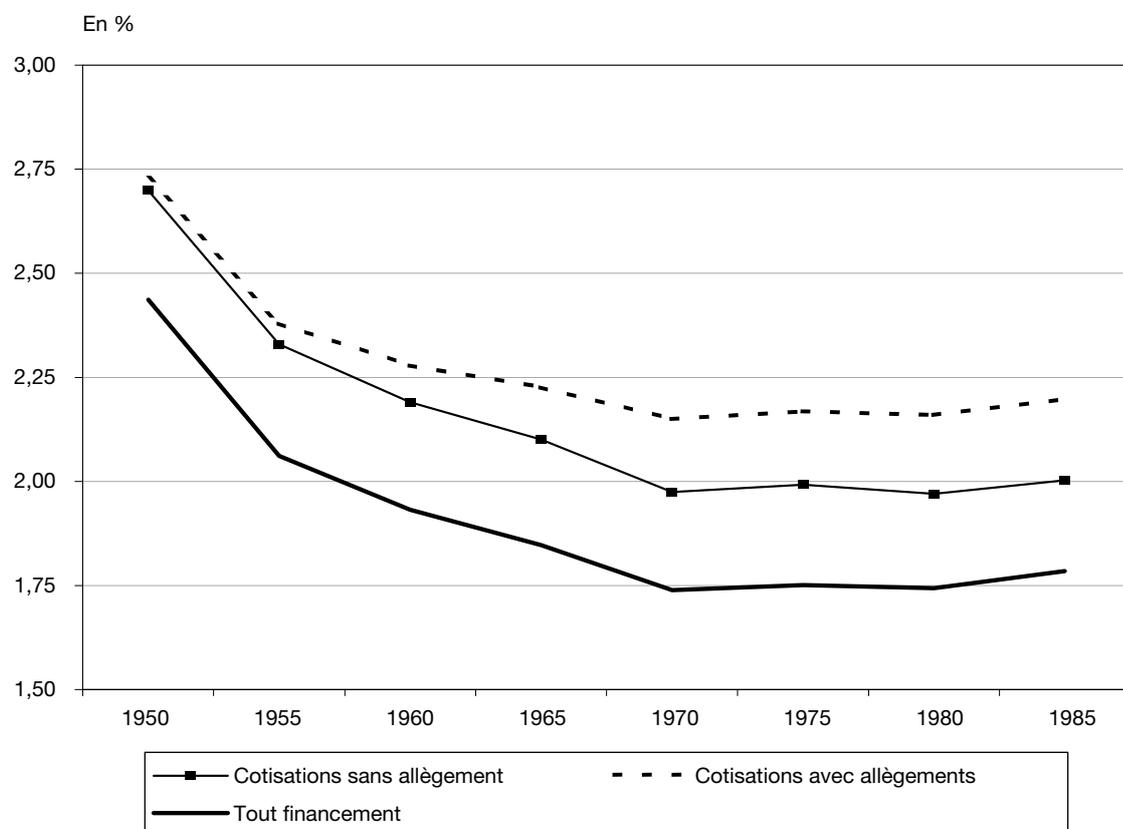
Le taux de rendement interne par génération et ses déterminants

Nous calculons dans un premier temps le taux de rendement interne par génération en appliquant les taux de cotisation, allègements, contributions indirectes et taux de liquidation prévalant en législation 2014, sans que l'ajustement budgétaire soit assuré. Les droits à pension sont revalorisés selon les prix, ce mode de revalorisation étant en vigueur depuis la fin des années 1980.

Le taux de rendement interne des salariés du secteur privé diminue nettement au fil des générations (cf. figure I). Avoisinant 2,5 % pour la génération 1950, il se stabilise vers 1,75 % à compter de la génération 1970. Cette décroissance est propre au fonctionnement d'un système de retraite par répartition. Au fur et à mesure de sa montée en charge, le taux de rendement interne, initialement très élevé du fait de faibles contributions, doit diminuer pour atteindre une valeur d'équilibre correspondant au taux de croissance économique global.

La convergence s'opère cependant vers un niveau qui reste légèrement supérieur au taux de croissance de l'économie qui est, dans cette hypothèse, d'environ 1,4 %, compte tenu des gains de productivité du travail de 1,3 % et de l'augmentation de la population active. Cet écart est la résultante de trois facteurs. Un facteur qui joue dans le sens d'un rendement inférieur au taux de croissance est le fait que, à

Figure I
Taux de rendement interne par génération, selon les contributions retenues



Lecture : le taux de rendement interne du système de retraite est de 1,75 % pour la génération 1975. Il serait de 2 % en le calculant sur la base des seules cotisations et sans prise en compte des allègements de charge sur les bas salaires.

Champ : générations 1950 à 1985, salariés du secteur privé vivants à 60 ans. Législation 2014.

Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

ce stade, nous ne considérons pas les pensions de réversion. On néglige donc une composante du retour sur cotisations. Mais ce facteur est dominé par deux autres facteurs jouant en sens inverse : l'un est le fait que, dans cette hypothèse d'évolution du salaire réel, le système de retraite présente un besoin de financement résiduel, ce qui lui permet d'afficher un rendement supérieur au taux de croissance (cf. encadré 1). L'autre est la restriction aux personnes vivantes à 60 ans qui surestime le taux de rendement puisqu'on néglige la part de la population qui cotise sans toucher de retraite en raison de décès précoces.

L'impact des contributions et du mode de financement

Cette diminution du taux de rendement interne des salariés du privé résulte des évolutions passées et anticipées pour le régime de base et les régimes complémentaires, tant au niveau des cotisations que du mode de calcul des droits.

S'agissant de l'effort contributif, le niveau de prélèvement global intègre toutes les cotisations et contributions indirectes. Il a nettement augmenté, passant de 24 % pour la génération 1950 à 28 % pour la génération 1985, avec une progression plus prononcée entre les générations 1950 et 1970. Si une part de cette dynamique est due à la diversification du financement, cette tendance s'explique en grande partie par la progression des taux de cotisation, à la fois au régime général et aux régimes complémentaires. Concernant la Cnav, le taux de cotisation a plus que doublé depuis 1967, année de séparation des branches vieillesse, maladie et famille, en passant de 8,5 % à 17,75 %. Si le taux salarié a baissé en 1991 à la faveur de la création de la CSG (substitution des cotisations famille et vieillesse), la progression a été continue depuis 1967, notamment avec l'instauration de cotisations déplafonnées (à compter de 1991 pour l'employeur et 2004 pour le salarié). Plus récemment, le décret de juillet 2012 et la réforme de 2014 ont augmenté les cotisations de 0,55 point pour les salariés, et pour les employeurs.

La figure I permet aussi de préciser ce qu'ont été les impacts spécifiques du redéploiement du financement entre cotisations et autres prélèvements et également la contribution spécifique des allègements de charge sur les bas salaires. Elle le fait en considérant deux chiffrages alternatifs avec des financements restreints aux seules cotisations, sans et avec ces allègements.

Ayant été mis en place au milieu des années 1990 sur des bas revenus qui concernent davantage les jeunes, les allègements augmentent le taux de rendement interne essentiellement pour les générations récentes. En revanche, l'introduction des nouveaux financements, comprenant les compensations des allègements mais également d'autres contributions, ont fortement diminué le taux de rendement. Cette diminution a été plus prononcée pour les générations récentes, compensant en partie l'effet des allègements de charges.

L'impact des règles de calcul des droits

L'autre facteur principal de baisse du rendement est l'évolution des modes de calcul et de revalorisation des droits qui réduit le montant de pension reçu à cotisations données.

Dans le cas des régimes complémentaires, cette réduction s'évalue souvent sur la base d'un autre indicateur que le rendement actuariel utilisé ici. Cet indicateur de rendement « technique » est obtenu en rapportant chaque année la valeur de service du point au coût d'achat de ce point, cette valeur d'achat étant parfois qualifiée de salaire de référence. Cet indicateur mesure combien un euro de cotisation courant permet d'acheter de droits à retraite futurs, il diffère du rendement actuariel puisqu'il ne prend pas en compte ce que va être la durée de service de cette retraite et il est par nature toujours positif, même en situation très dégradée du régime (cf. encadré 1). Mais il évolue dans le même sens que le TRI. Depuis 1970, année pour laquelle cet indicateur était légèrement supérieur à 12 % pour chaque régime, les accords successifs (y compris celui de mars 2013) l'ont presque divisé par deux. Cette diminution s'explique notamment par le fait que certaines périodes ont été marquées par une revalorisation plus dynamique pour le salaire de référence que pour la valeur de service (revalorisés respectivement sur le salaire moyen ou médian, et sur les prix).

Pour ce qui concerne l'effet du durcissement du mode de calcul de la retraite de base du régime général, on peut le mesurer en mettant à profit la possibilité donnée par Destinie 2 de simuler les montants de pension qui auraient été versés dans des législations antérieures. Nous estimons les taux de rendement interne par génération quinquennale selon les règles de calcul prévalant en 1992 (avant la réforme de 1993), en 2003 (avec la réforme de 1993 mais avant celle de 2003), en 2009 (juste avant

la réforme de 2010), en 2011 (après la réforme de 2010 et son accélération) et en 2014, en intégrant les effets de toutes les réformes (cf. figure II). Ces contrefactuels sont effectués sans changement d'hypothèses s'agissant des financements et conduisent donc à de grands déséquilibres financiers. Ils servent justement à apprécier comment on s'est rapproché de cet équilibre financier et comment cet effort a pesé sur les différentes générations.

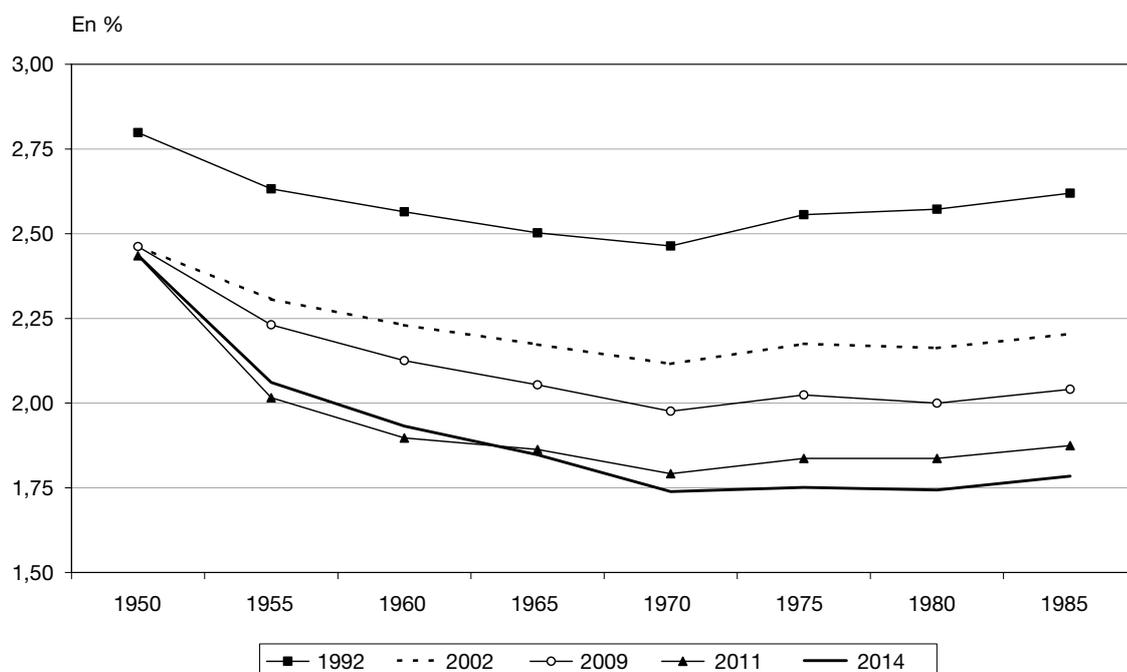
La réforme de 1993, dont la montée en charge est finie pour la génération 1948, affecte à la baisse le rendement des générations 1950 à 1985, de près de 0,4 point. Si la réforme de 2003 a essentiellement des effets de moyen et long termes, celle de 2010 explique une partie de la forte baisse entre les générations 1950 et 1970. C'est la conséquence directe du relèvement d'âge (âge d'ouverture de 60 à 62 ans et âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans) qui est monté en charge entre les générations 1951 et 1955. L'allongement de durée prévu par la réforme de 2014 (ici mêlé au décret de juillet 2012 élargissant les règles de départ anticipé pour carrières longues) produit ses effets essentiellement à moyen terme.

On note toutefois que le rendement aurait tendu à diminuer entre les générations 1950 et 1970 même en l'absence de toute réforme. Cette baisse s'explique à la fois par la hausse du taux de prélèvement et par la forte progression de l'âge de fin d'études sur ces cohortes et donc l'entrée plus tardive sur le marché du travail. Après les générations 1970, l'âge de fin d'études est relativement stable, les gains d'espérance de vie pouvant se reporter davantage sur la période de retraite et donc accroître le taux de rendement.

Rendement et hypothèses de croissance économique

Ceci étant, on sait que la capacité des réformes passées à rétablir l'équilibre du système de retraite est tributaire des hypothèses de croissance économique, ce qui découle du choix fait dès la fin des années 1980 de remplacer l'indexation des retraites et des salaires portés aux comptes par une indexation sur les prix. Ce changement freine la dynamique relative des pensions d'autant plus fortement que la croissance des salaires réels est rapide, son efficacité est réduite en cas de croissance lente (Marino, 2012).

Figure II
Taux de rendement interne par génération, selon la législation



Lecture : le taux de rendement interne du système de retraite est de 1,75 % pour la génération 1975. Il aurait été proche de 2,6 % sans les réformes conduites depuis 1993.

Champ : générations 1950 à 1985, salariés du secteur privé vivant à 60 ans.

Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

Comment ceci se traduit-il au niveau des taux de rendement internes ? Afin d'illustrer la sensibilité du taux de rendement interne à la croissance économique, la figure III présente l'évolution du taux de rendement interne dans le scénario retenu (productivité de 1,3 %), ainsi que dans des variantes de productivité de 1,0 %, 1,5 %, 1,8 % et 2,0 %, le chômage tendanciel étant maintenu à 7 %.

Dans un système qui répercuterait intégralement les variations de salaire sur les droits à retraite, le taux de rendement interne aurait une réaction de un pour un aux variations du taux de croissance. Tel n'est pas le cas ici (cf. encadré 2). Le taux de rendement sous-réagit au taux de croissance. Considérons la cohorte 1985. C'est sur la majeure partie de sa carrière qu'elle est supposée connaître un niveau de croissance correspondant à l'hypothèse retenue en projection. Or, entre les hypothèses de productivité de 2,0 % et de 1,5 %, son niveau de rendement varie de 2,0 % à 1,8 %, c'est-à-dire dans une fourchette plus restreinte. Du fait de l'indexation des valeurs d'achat et de service du point des régimes complémentaires intégrant un plancher sur les prix lorsque le SMPT évolue en-dessous de 1,5 %, le rendement est encore

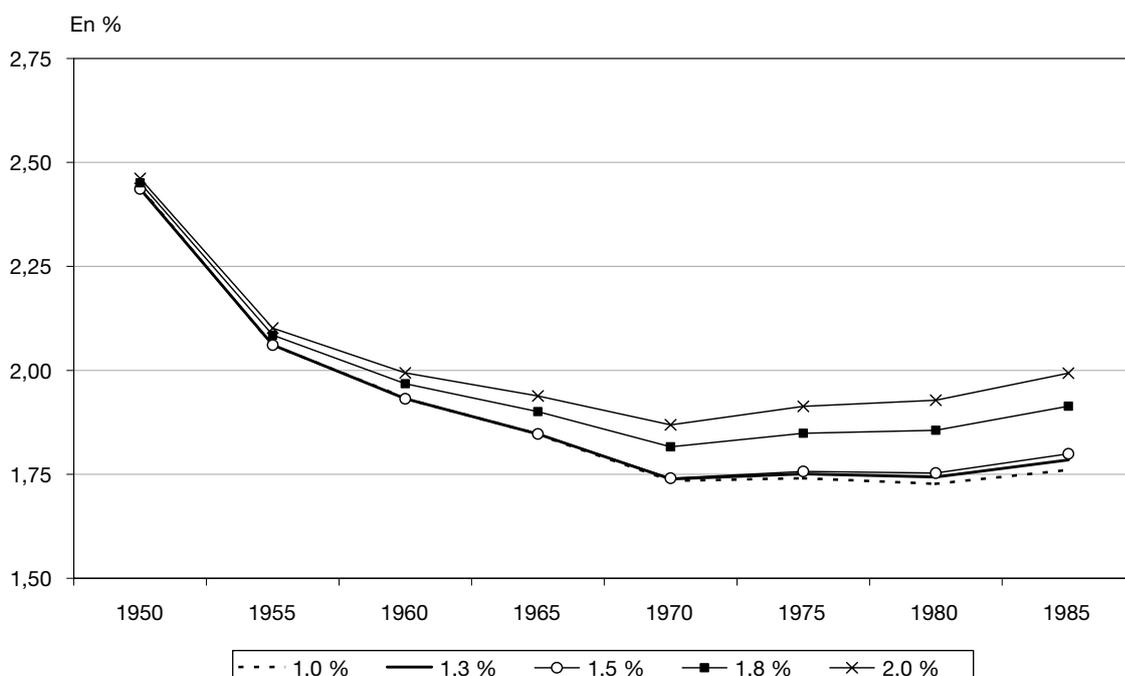
moins sensible pour les scénarios reposant sur une productivité de 1,0 % ou 1,3 %.

Les scénarios de faible croissance font ainsi converger le taux de rendement vers une valeur cible qui reste supérieure au taux de croissance de l'économie. Cet écart ne pourrait évidemment être maintenu durablement puisqu'il engendre des besoins de financement qui se cumulent. La contrainte d'équilibre obligerait nécessairement à ramener le taux de rendement à ce taux de croissance, soit en augmentant les contributions, soit en diminuant les prestations par d'autres voies que l'indexation prix. À titre exploratoire, on examine l'effet sur le TRI de différentes façons de résorber ce déséquilibre résiduel, dans le cas particulier du scénario C avec des progrès de productivité de 1,3 % par an.

Nous mesurons l'évolution du rendement (cf. figure IV) selon que le besoin de financement est comblé par :

- Des ressources reposant uniquement sur les actifs, par exemple les cotisations ;
- Des ressources reposant sur les actifs et les retraités, par exemple la CSG, ce qui correspond

Figure III
Taux de rendement interne par génération selon l'hypothèse de gains de productivité tendanciels



Lecture : le rendement attendu du système de retraite pour la génération 1985 varie de 1,75 à 2 %, selon le scénario choisi pour la croissance de la productivité.
Champ : générations 1950 à 1985, salariés du secteur privé vivants à 60 ans. Législation 2014.
Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

à un ajustement mixte combinant hausse de l'effort contributif et réduction des droits ;

- Des ressources reposant uniquement sur les retraités, en faisant uniquement varier le taux de CSG des personnes pensionnées, ce qui revient à un ajustement sur les seules pensions nettes.

Le choix du mode de financement a des effets différents sur les générations considérées, pour plusieurs raisons. Au début, la mise en place de cet ajustement peut avoir un impact immédiat et fort à compter des anciennes générations, si l'assiette retenue est l'ensemble des pensions versées (une assiette

Encadré 2

TAUX DE RENDEMENT INTERNE, TAUX DE CROISSANCE ET HYPOTHÈSES D'INDEXATION

On repart des notations de l'encadré 1 avec la même caractérisation des salaires et pensions par âge. L'équation qui définit la VAN était :

$$0 = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{(1+\gamma)^a \tau w_a}{(1+\rho)^a} + \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{(1+\gamma)^a p_a}{(1+\rho)^a} \quad (5)$$

Cette équation définit implicitement ρ comme fonction de γ . Si les règles de calcul des retraites font que le profil des pensions relatives par âge p_a est totalement indépendant du régime de croissance économique, la solution en $1+\rho$ de cette équation va varier comme $1+\gamma$. Dès que la condition $(1+\rho)/(1+\gamma)=1+n$ est vérifiée pour une certaine valeur de γ , elle le sera donc également pour tout autre régime de croissance économique. Le rendement réagit aux variations de la croissance d'une façon qui préserve l'équilibre du système.

Que se passe-t-il à l'inverse dans un système où p_a dépend du taux de croissance ? Cette situation est celle qu'on a actuellement en France. La retraite de base du régime général y est calculée sur la base du salaire réel moyen non actualisé des 25 meilleures années, après quoi elle est indexée sur les prix. Si on considère que le salaire réel moyen de ces 25 meilleures années est approximativement celui qui a été atteint 12 ans avant le départ en retraite, donc à un âge de référence μ à peu près égal à 50 ans, on a $P_{g,a}$ de la forme $\lambda W_{g,50} = \lambda(1+\gamma)^{g+50} W_{50}$. Le taux de remplacement à 62 ans vaut alors $\lambda(1+\gamma)^{-12} W_{50}/W_{62}$ et il est d'autant plus faible que la croissance est rapide, après quoi le décrochement progressif de la pension par rapport aux salaires qui continuent à croître est lui aussi plus rapide.

L'équation (5) devient dans ce cas :

$$0 = - \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{(1+\gamma)^a \tau w_a}{(1+\rho)^a} + \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{\lambda(1+\gamma)^{\mu} w_{\mu}}{(1+\rho)^a}$$

Pour calculer comment sa solution ρ^* réagit aux variations de γ , on annule la différentielle totale du terme de droite par rapport à ρ et γ . Il vient :

$$0 = \left(\frac{d\rho}{1+\rho} - \frac{d\gamma}{1+\gamma} \right) \sum_{a=\alpha}^{\beta-1} \frac{(1+\gamma)^a \tau w_a}{(1+\rho)^a} - \left(\frac{d\rho}{1+\rho} \right) \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{\lambda(1+\gamma)^{\mu} a w_{\mu}}{(1+\rho)^a} + \left(\frac{d\gamma}{1+\gamma} \right) \sum_{a=\beta}^{\omega} \frac{\mu \lambda(1+\gamma)^{\mu} w_{\mu}}{(1+\rho)^a}$$

Pour donner des ordres de grandeur, on peut partir d'une situation où le rapport $(1+\gamma)/(1+\rho)$ est proche de 1. Le coefficient du premier terme s'interprète alors comme l'âge moyen des cotisants A_w multiplié par la masse des cotisations, celui du deuxième terme s'interprète comme l'âge moyen des retraités multiplié par la masse de leurs pensions, le dernier est enfin égal à μ fois la masse des pensions. En considérant A_w de l'ordre de 40 ans, A_p de l'ordre de 70 ans et compte tenu de ce que, même dans des régimes déséquilibrés, la masse des pensions et celle des cotisations sont d'ampleur comparables, il vient au final :

$$0 = \left(\frac{d\rho}{1+\rho} \right) (A_w - A_p) + \left(\frac{d\gamma}{1+\gamma} \right) (-A_w + \mu) = \left(\frac{d\rho}{1+\rho} \right) (40 - 70) + \left(\frac{d\gamma}{1+\gamma} \right) (-40 + 50)$$

Les variations de ρ ne représentent donc qu'environ un tiers des variations de γ . Une croissance plus rapide se traduit certes par des pensions plus élevées et donc un meilleur retour sur cotisations mais de manière moins que proportionnelle. Par rapport au scénario médian à $\gamma=1,5\%$ du COR qui est à peu près équilibré à long terme, cette sous-réactivité du rendement explique qu'il y ait suréquilibrage avec une croissance plus rapide, le rendement augmentant moins qu'il ne pourrait le faire, et sous-équilibrage en cas de croissance plus lente, avec un rendement qui ne faiblit pas suffisamment.

On note pour finir que, dans le cas où on aurait un calcul de la retraite sur la carrière complète, on aurait $A_w \approx \mu$ et donc plus aucune réaction du rendement au taux de croissance. Ce résultat s'explique facilement : un calcul « carrière » complète sans actualisation des salaires au moment de la liquidation revient à calculer la retraite à partir des mêmes salaires que ceux qui ont alimenté le flux de cotisations passées de l'individu. Il obtient donc le même retour sur cotisations quelle que soit la croissance économique.

assez étroite), ou plus progressif, si l'ajustement est financé par des actifs et assis sur une assiette plus large, telle que les revenus d'activité (voire l'ensemble des revenus d'activité et des pensions).

Ensuite, en fonction de l'évolution du besoin de financement (résultant de l'évolution du salaire réel mais aussi du ratio actifs/retraités), certaines années afficheront des déficits plus élevés que d'autres. Elles solliciteront différemment les générations selon qu'elles seront financées par les actifs, les retraités, ou les deux. Plus l'assiette est large, et plus ces effets peuvent être lissés et répartis sur plusieurs générations.

Pour des générations ayant passé l'intégralité de leur carrière et de leur retraite avec les gains de productivité de 1,3 %, le taux de rendement interne doit converger quel que soit le mode d'équilibrage budgétaire retenu vers le taux de croissance de l'économie, ici de 1,4 % augmenté du solde entre l'effet de

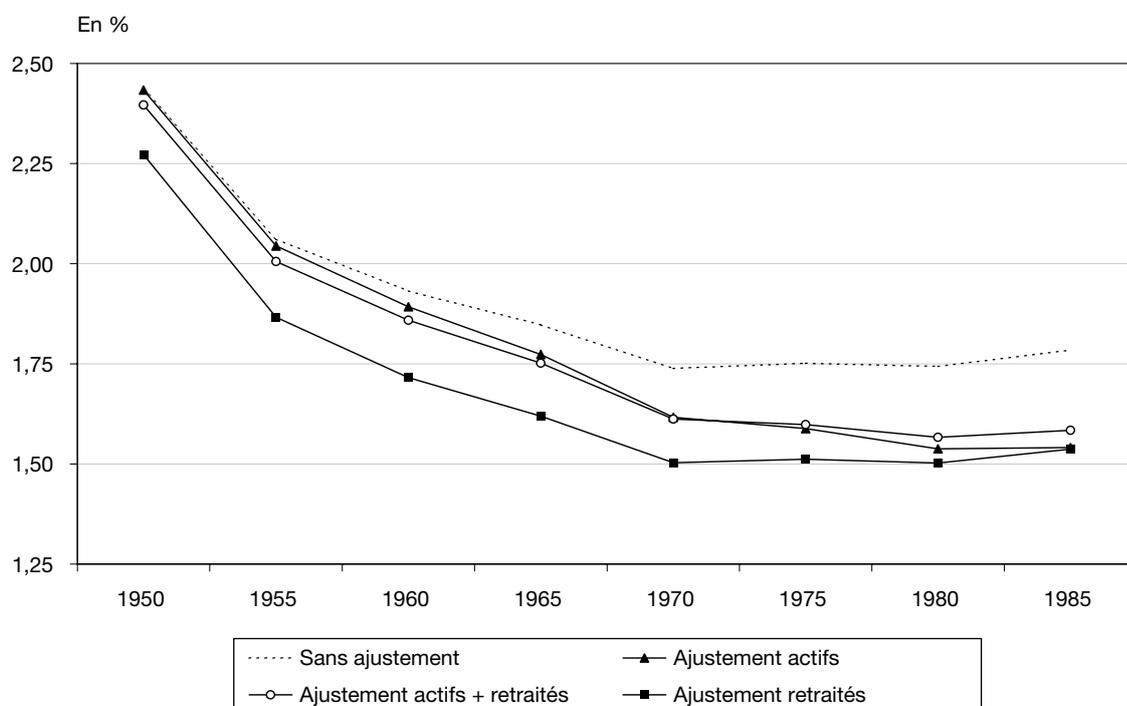
restriction aux personnes vivantes à 60 ans et de la non prise en compte de la réversion. Le taux vers lequel se fait la convergence est de l'ordre de 1,5 %. Comme on pouvait s'attendre, la convergence est plus rapide dans le cas d'un ajustement pesant exclusivement sur les retraités, plus lent s'il ne pèse que sur les actifs, l'ajustement mixte conduisant à une trajectoire intermédiaire.

L'équité intragénérationnelle

Ces taux de rendement par génération ne sont cependant que des taux moyens. Au sein d'une génération, si le système est redistributif, on peut avoir des taux de rendement variables d'une sous-population à l'autre. Dans la lignée des travaux de Walraet et Vincent (2003), nous nous proposons d'appréhender certains de ces effets redistributifs.

Nous le faisons en deux temps. Nous examinons d'abord les écarts de taux de rendement

Figure IV
Taux de rendement interne par génération, selon le mode d'équilibrage financier, sous l'hypothèse d'une croissance de la productivité de 1,3 % par an



Lecture : pour la génération 1970, avec une productivité croissant à 1,3 % par an, la législation actuelle conduirait à un taux de rendement de 1,75 % par an, incompatible avec l'équilibre financier du régime. Un scénario de retour à l'équilibre financier ne pesant que sur les retraités abaisse ce rendement à 1,5 %.

Champ : générations 1950 à 1985, salariés du secteur privé vivants à 60 ans.

Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

individuels en matière de droits directs, avec ou sans neutralisation des écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes et selon le niveau d'éducation. Puis nous étudions les effets redistributifs additionnels dus aux réversions, en raisonnant cette fois au niveau des couples.

Le cas des droits directs

En matière de droits directs, la redistributivité du système dépend de deux grands facteurs. Le premier est constitué de l'ensemble des mécanismes non-contributifs visant à accroître le recours sur cotisation pour les individus aux carrières moins favorables. L'autre est extérieur au système de retraite, il s'agit de l'effet des différences d'espérance de vie qui, à règles données, joue soit dans un sens redistributif – des hommes vers les femmes, soit dans un sens antiredistributif – selon l'axe de la catégorie sociale. L'allongement de la durée de vie s'accompagne en effet d'inégalités persistantes entre catégories sociales (Blanpain, 2011 ; Andrieux *et al.*, 2013). Si toutes les catégories ont bénéficié des gains d'espérance de vie, cette dernière demeure nettement plus élevée parmi les cadres que parmi les ouvriers (cf. tableau 1).

Nous souhaitons ici séparer ces deux groupes de composantes. Concernant l'effet de la mortalité différentielle, il ne sera pas directement capté par la catégorie sociale (CS) qui n'est pas prise en compte dans le modèle. Celui-ci stratifie plutôt la population selon l'âge de fin d'études qu'il utilise pour déterminer les transitions sur

le marché du travail, le niveau et la dynamique des salaires (Bachelet, Leduc et Marino, 2014) et la mortalité. Le modèle reconstitue la mortalité différentielle par âge de fin d'études à l'aide d'une table de passage entre CS² et âges de fin d'études, déterminée à partir de l'enquête *Patrimoine*. Plus précisément, pour chaque catégorie définie en croisant cohorte et sexe, les individus sont répartis en quatre sous-groupes selon leur écart à l'âge moyen de fin d'études m de leur catégorie : ceux dont l'âge de fin d'études est inférieur ou égal à $m-2$, ceux pour qui il est dans l'intervalle $]m-2 ; m-1]$, ceux pour qui il est dans l'intervalle $]m-1 ; m+1]$ et enfin ceux dont l'âge de fin d'études est strictement supérieur à $m+1$.

Le passage entre CS et âge de fin d'études relatif tend à réduire les disparités d'espérance de vie (cf. tableau 2). Malgré cette perte d'hétérogénéité, on retrouve le fait que les écarts sont plus prononcés pour la population masculine.

Afin de mesurer l'ampleur des redistributions entre hommes et femmes ou selon l'âge de fin d'études dues respectivement aux mécanismes redistributifs *stricto sensu* et aux différences d'espérance de vie on procède à des évaluations de taux de rendement avec ou sans neutralisation de ces différentiels d'espérance de vie. Le champ retenu sera celui des salariés du secteur privé nés entre 1960 et 1970. La restriction aux personnes

2. La CS est retenue pour l'année de base ou, à défaut, pour la dernière période en emploi.

Tableau 1
Espérance de vie en années à 35 ans, par sexe et catégorie, en 2000-2008

Sexe	Cadres	Ouvriers	Différence entre catégories
Hommes	47,2	40,9	6,3
Femmes	51,7	48,7	3,0
Différence hommes/femmes	4,5	7,8	-

Champ : ensemble de la population

Source : Insee, échantillon démographique permanent.

Tableau 2
Espérance de vie à la naissance, par sexe et classe d'âge de fin d'études (générations 1960-70)

Sexe	Age $\leq m-2$	$m-2 < \text{Age} \leq m-1$	$m-1 < \text{Age} \leq m+1$	Age $> m+1$	Écart maximal
Hommes	82,7	83,0	84,2	84,7	2,0
Femmes	89,1	89,5	89,4	89,7	0,6

Lecture : l'espérance de vie est de 82,7 ans pour les hommes nés entre 1960 et 1970 et ayant un âge de fin d'études inférieur de deux ans ou plus à l'âge moyen m de leur génération.

Champ : salariés du secteur privé nés entre 1960 et 1970.

Source : modèle *Destinie 2*, calcul des auteurs.

encore vivantes à 60 ans est désormais levée pour tenir également compte de la mortalité différentielle avant l'arrivée à l'âge de liquidation.

La figure V donne le résultat des deux approches pour la comparaison des taux de rendement des hommes et des femmes. La neutralisation des écarts d'espérance de vie se fait en attribuant la mortalité masculine à l'ensemble de la population. Les différences d'espérance de vie exercent un fort effet redistributif entre hommes et femmes. En neutralisant les différences de mortalité entre ces deux populations, l'écart de taux de rendement interne est réduit de plus de la moitié. Il demeure néanmoins plus élevé pour les femmes, 1,69 % contre 1,34 % du fait de la décroissance du taux de remplacement avec le niveau de salaire et du minimum contributif qui leur bénéficie davantage.

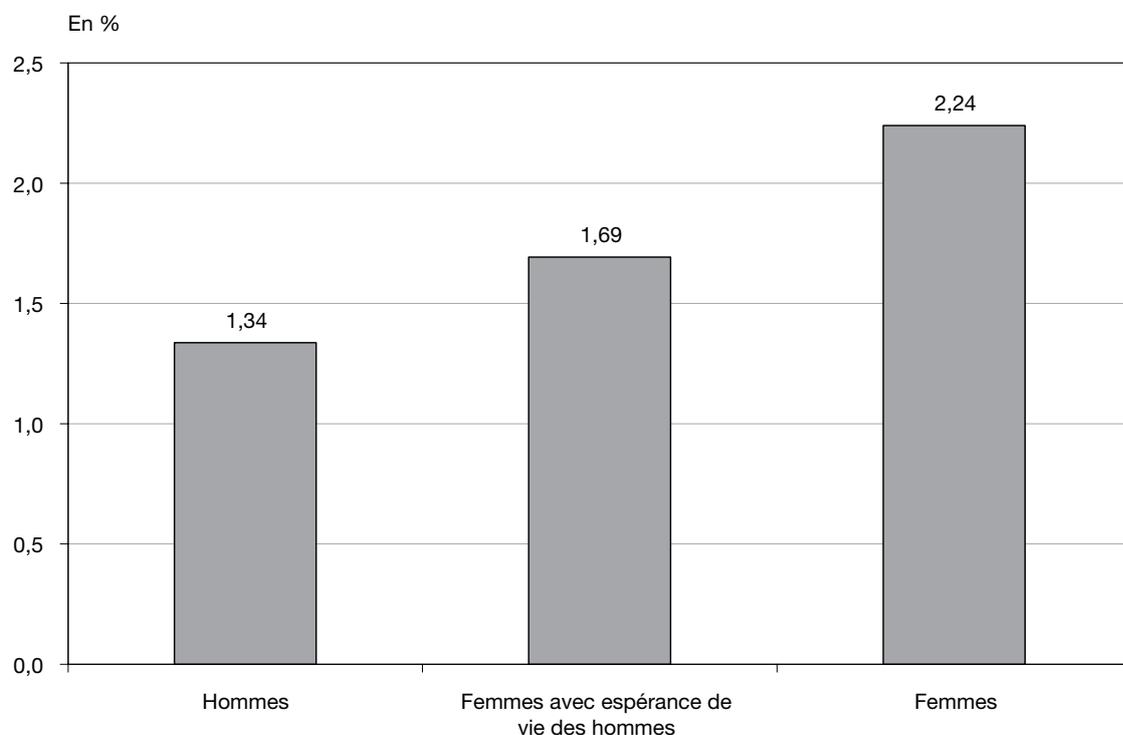
S'agissant des différences selon l'âge de fin d'études, l'effet *a priori* anti-redistributif de l'espérance de vie peut-être compensé par plusieurs effets qui tendent à faire décroître le taux de rendement interne avec l'âge de fin d'études relatif. Pour les personnes ayant un âge de fin

d'études tardif, il y a trois mécanismes qui tendent à dégrader le rendement :

- Le calcul du salaire de référence sur les 25 meilleures années revalorisées sur les prix qui est plus défavorable aux personnes ayant eu une carrière dynamique, et donc à celles ayant suivi de longues études.
- L'instauration de cotisations vieillesse déplacées, au regard d'une pension calculée dans la limite du plafond de la sécurité sociale au régime général, est d'autant plus défavorable, en terme de rendement, aux personnes à hauts revenus.
- L'entrée sur le marché du travail plus tardive – toutes choses égales par ailleurs, *i.e.* sans prise en compte des situations professionnelles et des différences d'espérance de vie – tend mécaniquement à décaler l'âge de départ à la retraite et donc à diminuer la durée de perception.

À l'inverse, les personnes ayant un âge de fin d'études relativement jeune bénéficient davantage des allègements sur les bas salaires qui diminuent leur niveau de prélèvement sans

Figure V
Taux de rendement interne, par sexe et selon hypothèse d'espérance de vie



Lecture : le taux de rendement pour les femmes de la génération 1960-1970 est de 2,24 %. Il serait de 1,69 % en leur attribuant l'espérance de vie des hommes.

Champ : générations 1960-1970. Salariés du secteur privé. Législation 2014.

Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

modifier les prestations et ces personnes bénéficient davantage des droits non contributifs tels que les validations au titre du chômage et les minima de pension.

Les figures VI et VII montrent que, *in fine*, qu'il s'agisse des hommes ou des femmes, ce sont les effets redistributifs qui l'emportent : le taux de rendement interne est décroissant avec l'âge de fin d'études. Les différences de mortalité par âge de fin d'études exercent toutefois un effet plus important pour les hommes. En neutralisant l'effet de celles-ci, le rendement serait nettement plus faible pour les hommes les plus diplômés en raison des nombreux effets qui dégradent leur rendement (0,65 % contre 0,98 %). Leur impact est beaucoup plus marginal pour les femmes, dont les disparités d'espérance de vie par âge de fin d'études sont moins prononcées.

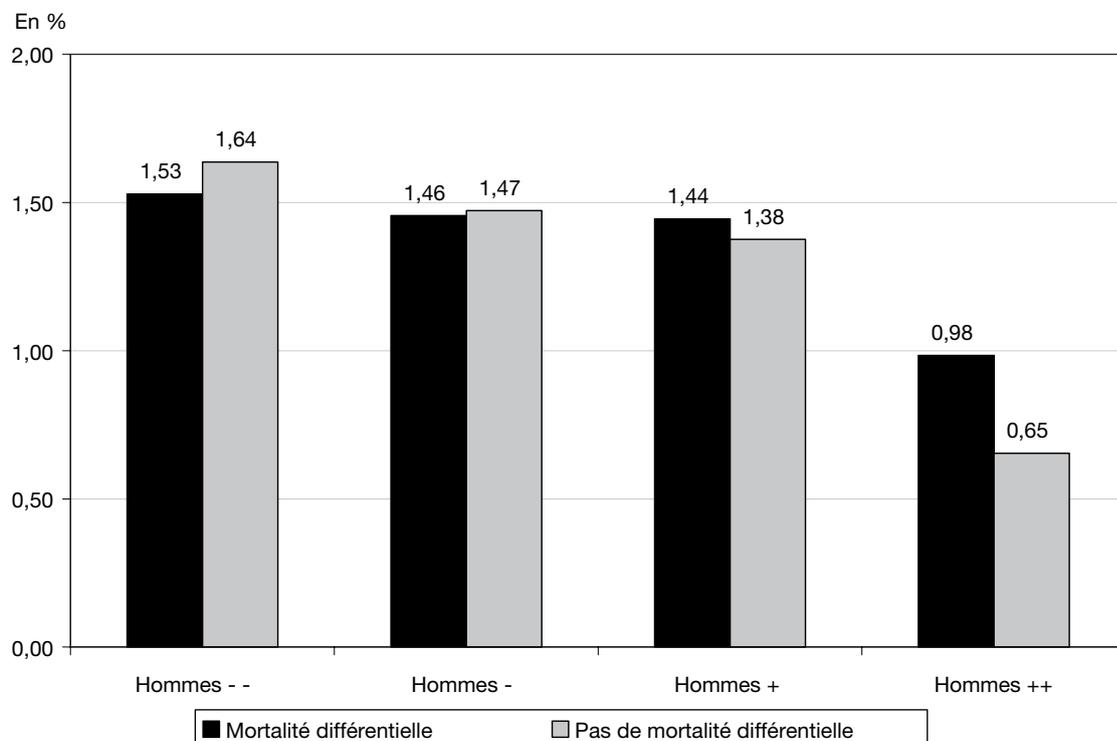
Nos résultats diffèrent sur ce point de ceux de Walraet et Vincent (2003) qui calculaient des taux de rendement interne médians par décile de revenu. S'ils arrivaient à des constats proches de ceux exposés ici s'agissant des femmes, ils concluaient, pour les hommes, à un taux de

rendement quasi uniforme compte tenu des inégalités d'espérance de vie.

Plusieurs raisons expliquent les différences entre nos constats. Il y a d'abord le fait que leur étude a été réalisée en 2003, et donc avant les réformes de 2003, 2010 et 2014. Elle n'intégrait pas non plus la décroissance des rendements des régimes Agirc et Arrco intervenue depuis 2003, qui affecte davantage les personnes à hauts revenus dont les pensions aux régimes complémentaires constituent une part plus importante dans leur retraite totale.

En outre, le profil du taux de contribution par niveau de revenu est différent. D'une part, l'introduction des allègements conduit, dans notre étude, à fortement améliorer le taux de rendement des hommes les moins diplômés, d'autant que les cohortes considérées ici (1960-1970) diffèrent de celles qui étaient retenues dans leur étude (1948-1960) et ont été davantage concernées par les allègements. D'autre part, nous prenons en considération des contributions indirectes (notamment la CSG et autres impôts et taxes affectées) qui sont généralement proportionnelles

Figure VI
Taux de rendement interne des hommes par âge de fin d'études, avec et sans mortalité différentielle



Lecture : le taux de rendement pour les hommes d'âge de fin d'études le plus élevé est de 0,98 %. Il serait de 0,65 % en l'absence de mortalité différentielle.

Champ : générations 1960-1970. Salariés du secteur privé. Législation 2014.

Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

ou légèrement dégressives (consommation). Elles tendent à nettement atténuer la décroissance du taux de contribution pour les hauts revenus que l'on obtient en considérant les seules cotisations, celles-ci étant en grande partie plafonnées.

Enfin, Walraet et Vincent considéraient des taux médians par décile de revenu, tandis que notre indicateur de TRI est considéré de manière agrégée pour chacune des quatre sous-populations. Notre méthode pondère donc davantage les personnes aux très hauts revenus, dont le taux de rendement interne est plus faible compte tenu des raisons explicitées précédemment.

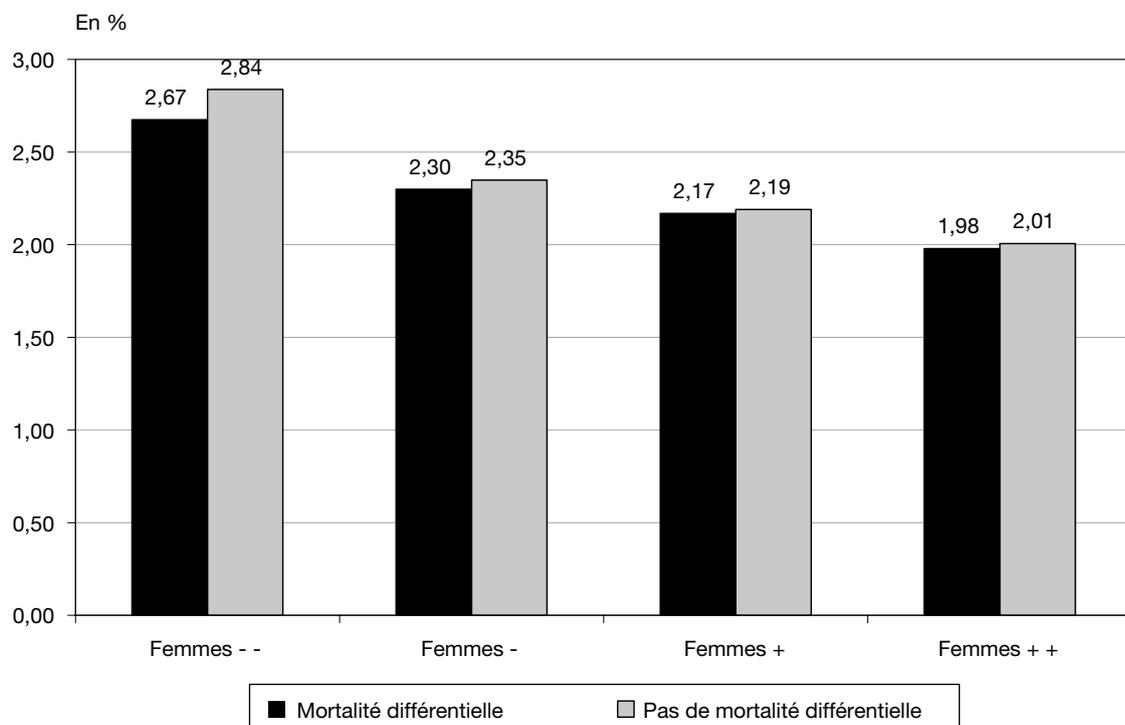
La réversion joue en faveur des personnes encore en couple à 60 ans

Disposer d'un modèle qui simule des ménages et pas seulement des individus permet enfin d'étudier comment les taux de rendement internes sont affectés par les mécanismes de réversion. Outre des critères de revenus (dans le secteur privé), d'âges et de durée d'union (dans

le secteur public), l'ouverture du droit à réversion est essentiellement conditionnée par le fait d'avoir été marié. En revanche, ce dispositif de solidarité repose sur un financement commun à l'ensemble du système de retraite, indépendamment du statut conjugal. Il constitue donc un écart à la stricte contributivité en opérant une redistribution des personnes célibataires et couples non mariés vers les couples mariés. À titre illustratif, on peut comparer ce fonctionnement à celui d'un organisme tel que la Préfon, régime facultatif de retraite complémentaire et à points pour les fonctionnaires³, pour lequel la pension de réversion relève d'une approche assurantielle. La réversion y est intégrée sous la forme d'une option. Si l'assuré la choisit, il en désigne le bénéficiaire (époux/épouse ou autre si l'assuré n'est pas marié) et détermine le taux de réversion de sa rente (60 %, 80 % ou 100 %). Plus le taux est élevé, moins la pension de droit direct sera élevée. Cette conception

3. La Préfon n'est pas modélisée dans Destinie 2.

Figure VII
Taux de rendement interne des femmes par âge de fin d'études, avec et sans mortalité différentielle



Lecture : le taux de rendement pour les femmes d'âge de fin d'études le plus élevé est de 1,98 %. Il serait de 2,01 % en l'absence de mortalité différentielle.
Champ : générations 1960-1970. Salariés du secteur privé. Législation 2014.
Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

assurantielle s'éloigne de la logique de solidarité qui gouverne la réversion dans les autres régimes.

La pension de réversion est à la fois un droit généré par la personne décédée et – dans les régimes général et alignés – une prestation dépendante des conditions de ressources du réversataire. Elle doit donc de préférence être considérée au niveau du couple. C'est la raison pour laquelle une approche conjugale est ici privilégiée, c'est-à-dire en agrégeant, pour un couple, l'ensemble des contributions et l'ensemble des prestations, qu'elles soient de droit propre ou de droit dérivé. Pour des raisons d'effectifs, le champ est élargi aux salariés du privé et indépendants nés entre 1960 et 1970.

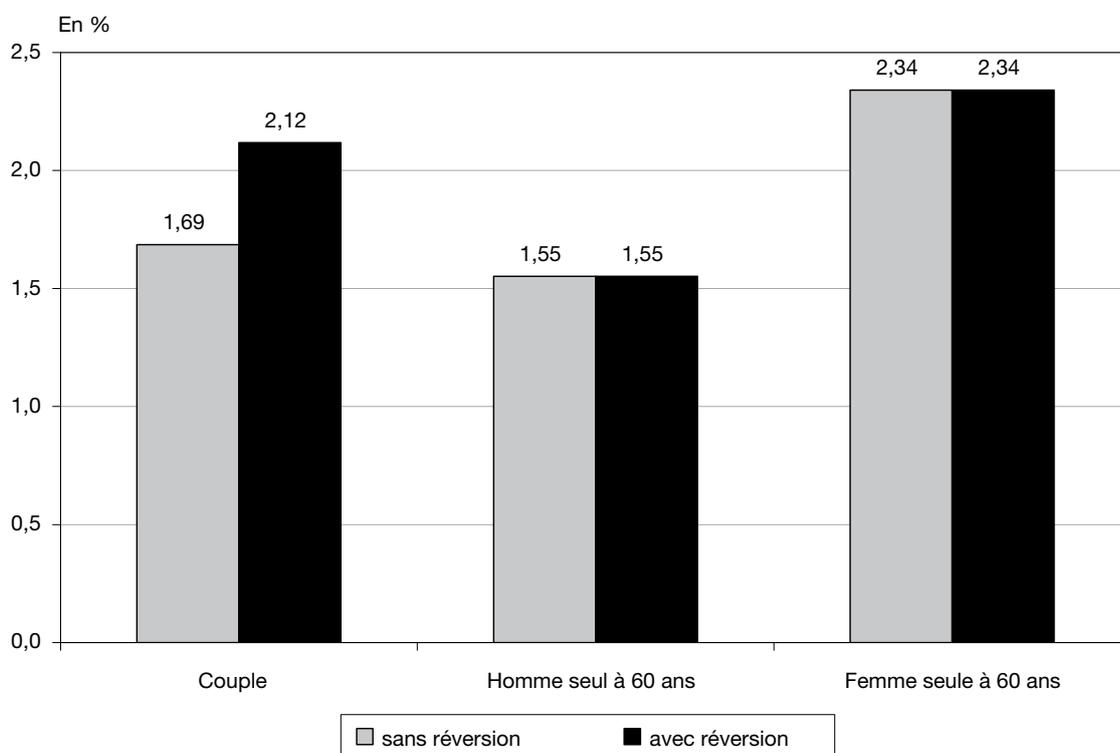
Dans le secteur privé, que nous considérons plus spécifiquement dans cette étude, la pension de réversion est versée au conjoint et ex conjoint(s) de l'assuré décédé, au prorata de la durée d'union si l'assuré a été marié plusieurs fois. Par ailleurs, toujours dans le secteur privé,

la réversion est une allocation différentielle, c'est-à-dire qu'elle est versée dans la limite d'un plafond de ressources. Dans ces régimes, la réversion continue d'être versée si le survivant se remet en couple, mais dans ce cas la condition de ressources est appréciée au niveau du nouveau ménage (et par rapport à un nouveau plafond).

Dans Destinie 2, la réversion est modélisée avec certaines approximations et hypothèses. Elle est exclusivement versée à la personne qui est mariée à l'assuré au moment de son décès. Ainsi, les droits dérivés ne sont pas versés aux conjoints divorcés, et ne sont *a fortiori* pas versés au prorata à plusieurs conjoints ou ex-conjoints. Cette limite tend à surestimer le montant de réversion effectivement versé aux survivants.

Dans cette étude, nous répartissons les individus en trois sous-populations selon le statut conjugal observé à 60 ans, âge auquel la structure des couples est relativement stabilisée.

Figure VIII
Taux de rendement interne par type de ménage, sans et avec réversion



Lecture : la réversion fait passer le taux de rendement joint des deux membres d'un couple de 1,69 % à 2,12 %.
Champ : générations 1960-1970. Salariés du secteur privé. Législation 2014.
Source : modèle Destinie 2, calcul des auteurs.

Le premier groupe est celui des personnes qui sont en couple au moment où au moins l'un des deux membres a 60 ans. Les deux autres groupes sont les hommes seuls et les femmes seules à 60 ans.

Nous calculons avec Destinie 2 le taux de rendement interne pour chacune de ces trois populations dans deux configurations (cf. figure VIII), en intégrant ou en neutralisant le dispositif de réversion. Les contributions finançant indifféremment les pensions de droit direct et celles de droit dérivé, il est impossible d'isoler parmi les ressources du système de retraite celles allouées aux seules pensions de réversion. Par conséquent, dans la variante sans les pensions de réversion, aucun contrefactuel sur le financement n'est envisagé, nous retenons le même financement que dans le scénario central. De ce fait, le rendement des célibataires est le même entre les deux configurations.

Sans réversion, le taux de rendement interne d'un couple se situe logiquement entre celui d'un homme seul à 60 ans et celui d'une femme seule à 60 ans. La réversion constitue un important levier d'amélioration du taux de rendement pour les couples (+ 0,4 point). En considérant le dispositif de droit dérivé, le taux de rendement interne d'un couple avoisine celui d'une femme seule.

* *
*

Grâce au modèle de microsimulation dynamique Destinie 2, nous avons calculé le taux de rendement interne pour différentes générations et différentes catégories d'assurés. Ce modèle présente plusieurs avantages pour cet exercice : le fait de permettre des reconstitutions contrefactuelles à la fois rétrospectives et prospectives de scénarios sans réformes ou avec

implémentation partielle des réformes passées, ou le fait de simuler des ménages ce qui permet d'apprécier l'impact des dispositifs familiaux, dont les pensions de réversion.

Entre les générations 1950 et 1985, le taux de rendement des salariés du secteur privé diminue et passe de 2,5 % à un peu plus de 1,7 % sous les hypothèses du scénario C des projections du COR de 2012. Cette diminution est caractéristique de la fin de la montée en charge d'un système de retraite par répartition dont le rendement doit progressivement s'aligner sur le taux de croissance de l'économie. L'essentiel de la diminution se produit entre les générations 1950 et 1970, après lesquelles le rendement est stable. L'alignement sur le taux de croissance de l'économie reste néanmoins incomplet dans les scénarios de croissance faible : ceci rejoint le constat d'un sous-équilibre des retraites dans les scénarios de croissance lente. Une croissance lente réduit l'impact d'un aspect important des réformes passées, le passage à l'indexation sur les prix des principaux paramètres du système.

Le système de retraite opère également des transferts intragénérationnels des célibataires vers les couples mariés, à travers la réversion. Ce dispositif améliore le taux de rendement des couples de près de 0,4 point (2,12 % contre 1,69 % dans le cas des générations 1960 à 1970). Les différences d'espérance de vie induisent quant à elles un rendement plus élevé pour les femmes que pour les hommes. Elles tendent également à augmenter le rendement des personnes les plus diplômées, sans toutefois que cet effet puisse l'emporter sur les nombreux autres dispositifs du système de retraite qui aboutissent, *in fine*, à un taux de rendement décroissant avec l'âge de fin d'études. De ce point de vue, les règles du système de retraite lui confèrent bien un caractère redistributif. □

BIBLIOGRAPHIE

Andrieux V. et Chantel C. (2013), « Espérance de vie, durée passée à la retraite », *Dossier Solidarité et Santé*, n° 40, Drees.

Aubert J.-M. (2000), « Comparaison du rendement des régimes de retraite : une approche par cas-types », *Économie et statistique*, n° 328, pp. 61-79.

Aubert P. et Rabaté S. (2014), « Durée passée en carrière et durée en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ? », *Économie et Statistique*, n° 474, pp. 69-95.

Bachelet M., Leduc A. et Marino A. (2014), « Les biographies du modèle Destinie 2 : rebasage et projection », *Document de travail* n° G2014-01, Insee.

Blanchet D. (2008), « La question de l'équité intergénérationnelle dans le domaine des transferts sociaux : le cas de la retraite », dans *La répartition des prélèvements obligatoires entre générations et la question de l'équité intergénérationnelle*, Rapport du Conseil des prélèvements obligatoires.

Blanchet D. (2010), « Le débat sur la retraite en France : le critère intergénérationnel aide-t-il à trancher ? », *Regards croisés sur l'économie*, n° 7, pp. 87-96, La Découverte.

Blanchet D. (2013), « Retraites : vers l'équilibre en longue période ? », *Note n° 3 de l'Institut des politiques publiques*.

Blanpain N. (2011), « L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent », *Insee Première*, n° 1372.

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*, n° 51, pp. 77-95.

Bozio A. (2006), *Réforme des retraites : estimation sur données françaises*, Thèse de doctorat EHESS (sous la direction de T. Piketty).

Briard K. et Mahfouz S. (2011), « Modulations de la retraite selon l'âge de départ : principes directeurs et évolutions depuis les années 1980 », *Économie et statistique*, n° 441-442, pp. 15-38.

Caussat L., Hennion M., Horusitzky P. et Loisy C. (2005), « Les transformations du financement de la protection sociale et leurs incidences économiques », *Solidarité et santé* n° 3, Drees.

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

Conseil d'orientation des retraites (2008), *Retraites : droits familiaux et conjugaux*, Sixième Rapport, La Documentation Française.

Conseil d'orientation des retraites (2012), *Retraites : perspectives 2020, 2040 et 2060*, Onzième Rapport, La Documentation Française.

Conseil d'orientation des retraites (2013), *Retraites : un état des lieux du système français*, Douzième Rapport, La Documentation Française.

Conseil d'orientation des retraites (2014), *Évolutions et perspectives des retraites en France*, Rapport annuel du COR, La Documentation Française.

Davanne O. et Pujol T. (1997), « Analyse économique de la retraite par répartition », *Revue française d'économie*, vol. 12, n° 1, pp. 33-56.

Drees (2013), « Les Comptes de la protection sociale en 2011 », *Document de travail, Série Statistiques*, n° 181, juin 2013, Drees.

Elbaum M. (2011), *Économie politique de la protection sociale*, PUF.

Haut conseil du financement de la protection sociale (2013), *Rapport d'étape sur la clarification et la diversification du financement des régimes de protection sociale*.

Horusitzky P. (2005), « L'évolution de la législation relative au financement de la protection sociale depuis 1980 », *Solidarité et santé* n° 3, Drees.

Marino A. (2014), « Vingt ans de réformes des retraites : quelle contribution des règles d'indexation ? », *Insee Analyses* n° 17.

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2011), « Les barèmes de décote et de surcote actuels et passés au régime général au regard de la neutralité actuarielle », *Document de la séance plénière du 26 janvier 2011*.

Walraet E. et Vincent A. (2003), « La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé : une approche par microsimulation », *Économie et Statistique* n° 366, pp. 31-56.

