

# L'EFFET REDISTRIBUTIF DU RÉGIME DE RETRAITE DE LA SÉCURITÉ SOCIALE DES ÉTATS-UNIS (1)

par

Richard V. BURKHAUSER (\*) et Jennifer L. WARLICK (\*\*)

RÉSUMÉ. — La relation au cours du cycle de vie entre les cotisations versées à la Sécurité sociale et les prestations touchées après l'âge de la retraite entraîne une surestimation de l'effet de la Sécurité sociale sur la distribution des revenus. En distinguant la partie rente de la partie transferts des retraites de Sécurité sociale nous suggérons une méthode pour évaluer leurs effets redistributifs. A l'heure actuelle, toutes les classes de revenus ont été bénéficiaires nets des transferts de revenu au cours du cycle de vie, et en termes absolus les classes à hauts revenus ont bénéficié autant que celles à bas revenus. De tels résultats suggèrent une explication à l'appui presque unanime de l'opinion publique pour ce programme dans le passé, tout autant qu'aux controverses actuelles. Les générations de cotisants plus jeunes se rendent désormais compte que beaucoup d'entre eux pourraient être perdants, il est donc inévitable que la Sécurité sociale soit l'objet des mêmes controverses politiques que les autres programmes sociaux qui cherchent à redistribuer les revenus.

ABSTRACT. — MEASURING INCOME REDISTRIBUTION UNDER U.S. SOCIAL SECURITY RETIREMENT PROGRAM. *The life-cycle relationship between initial Social Security contributions and subsequent benefits causes the impact of Social Security on income distribution to be overestimated in a single-period analytical framework. By separating the annuity from the redistributive aspects of Social Security we provide a life-cycle framework for measuring its net impact on redistribution. To this point in its history, we find all income classes have received positive net life-cycle income transfers and, in an absolute sense, upper-income groups have done at least as well as lower-income groups. This suggests a reason for the near-universal support of Social Security by past generations, as well as the controversy which now surrounds it. As it becomes apparent to younger cohorts of taxpayers that many of them will be net losers, it is inevitable that Social Security will be subject to the same controversy as other welfare programs which attempt to redistribute income.*

(1) Traduit de l'américain par D. KESSLER et J. NIAUDET. Cette étude a été financée en partie par l'Institut de Recherches sur la Pauvreté, Université de Wisconsin-Madison sur des fonds provenant de l'Office of Economic Opportunity conformément aux dispositions de la loi de 1964 sur l'Economic Opportunity, ainsi que de l'Office of Income Security Policy, U.S. Department of Health Education and Welfare. Une grande partie de cette recherche fut effectuée pendant que les auteurs étaient respectivement à l'Institute for Research on Poverty et à l'Office of Income Security Policy. Des versions antérieures de cet article ont été présentées à la Conférence de la Western Economic Association en 1978 et à la Conférence de la Société d'Économétrie en 1978. Les auteurs remercient Mike WATTS et Luise CUNLEFFE pour leur aide pour les calculs. Les participants au séminaire de NBER-WEST' de Long Research Division et Institute ont apporté des critiques utiles. Les auteurs sont particulièrement reconnaissants à John TURNER, John HASEN, David BETSON, Thomas GUSTAFSON et à deux referees anonymes.

(\*) Vanderbilt University, Nashville, Tennessee, U.S.A.

(\*\*) University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty, 262-6358 Area Code 608, U.S.A.

## SOMMAIRE

<b>Introduction</b> .....	53
<b>1. La nature duale de l'OASI : assurance ou assistance</b> .....	53
<b>2. Méthodologie</b> .....	58
<b>3. Résultats</b> .....	60
<b>Conclusion</b> .....	66
<b>Annexe A</b> .....	67
<b>Annexe B</b> .....	72
<b>Bibliographie</b> .....	74

La Sécurité sociale est un des rares programmes sociaux à avoir atteint une importance considérable sans susciter d'opposition notable dans l'opinion publique. En 1980, les cotisations pour l'assurance vieillesse se sont élevées à plus de 100 milliards de dollars montant dépassé seulement par celui de l'impôt direct sur le revenu; cependant, ce n'est que récemment que l'on a assisté à l'émergence d'une réelle opposition à toute nouvelle augmentation des cotisations. Quoique formellement un régime d'« assurance sociale », le régime vieillesse, dit OASI <sup>(1)</sup> est considéré par de nombreux observateurs comme le meilleur programme public de redistribution des revenus (Bridges, 1974; Danziger, 1977; Ozawa, 1976). Toutefois, ces études sont le plus souvent des analyses en coupe instantanée qui aboutissent à nettement exagérer l'effet redistributif de l'OASI. Puisque les prestations sont calculées sur la base des cotisations passées, elles sont simultanément un remboursement des cotisations versées pendant la vie active, une redistribution au sein d'une génération et enfin une redistribution intergénérationnelle.

Pour mesurer l'effet redistributif de la part « transfert » de l'OASI, il faut tout d'abord isoler son aspect de « rente ». Pour ce faire, on a recours aux données du fichier de la Sécurité sociale (Exact Match File) pour comparer la structure des prestations effectivement versées par l'OASI avec celle qui aurait résulté d'un placement au taux du marché du montant des cotisations versées au cours du cycle de vie.

L'effet redistributif des prestations est estimé tout d'abord par la différence entre les prestations effectives et les prestations qui auraient résulté d'un placement des cotisations au taux du marché. Comme l'on considère la distribution du revenu au cours du cycle de vie, tout en montrant l'incidence des prestations sur la répartition du revenu courant, nous montrons également

---

1) OASI : Old Age Survivor's Insurance.

l'effet de l'OASI sur la répartition du revenu permanent. Les résultats obtenus expliquent l'assentiment presque unanime qu'a recueilli ce programme dans le passé et permettent de comprendre l'érosion du soutien dont il jouit. Malgré les aspects redistributifs du système, jusqu'en 1977 toutes les classes de revenus bénéficiaient d'un transfert net positif, d'environ le même montant absolu. Ce gain net intergénérationnel diminue cependant, et pourrait éventuellement disparaître.

La première partie de cet article est consacrée à un bref historique du système OASI, et dans ce cadre à un exposé des différences entre une analyse en coupe instantanée et une analyse considérant l'ensemble du cycle de vie de l'effet de l'OASI sur la distribution des revenus. Dans la seconde partie, on décrit la méthodologie suivie pour estimer la part respective des éléments de rente et de transfert de l'OASI. Les résultats des estimations effectuées sont présentés dans la troisième partie.

\* \*  
\*

## 1. LA NATURE DUALE DE L'OASI : ASSURANCE OU ASSISTANCE

Les nomenclatures des régimes de protection sociale distinguent généralement les systèmes d'assurances sociales et les programmes d'assistance. Cette distinction est certes utile d'un point de vue théorique mais en pratique les régimes sociaux sont rarement tout l'un ou tout l'autre (1). Plutôt que de considérer en détail les différences entre ces deux types de régimes, nous insisterons sur un facteur qui nous paraît essentiel dans la différence entre les deux systèmes : la relation entre les cotisations versées et les prestations reçues au titre d'un régime social donné.

Nous appellerons « régime d'assurance pur » celui dont les prestations qu'anticipe un assuré sont la contrepartie exacte des cotisations qu'il verse. Un tel système fonctionnerait exactement de la même façon qu'une assurance privée : les prestations effectives pourraient différer des primes versées, mais, en espérance, la valeur attendue des prestations futures serait égale aux primes. Un « pur » programme d'assistance, par contre, se définit comme étant un système où les prestations ne sont aucunement liées aux cotisations.

Le mode de redistribution en lui-même n'a pas une très grande importance : les prestations peuvent être fonction des ressources ou être liées uniquement à l'âge, comme dans certaines propositions suggérant la mise en place d'une garantie uniforme.

Quoiqu'il soit, en général, considéré comme un régime d'assurance, *en tant que pierre angulaire de la politique américaine d'aide financière aux personnes*

---

(1) Les « bons d'alimentation » sont généralement considérés comme faisant partie du système d'assistance. Toutefois, ce n'est que récemment que les bénéficiaires ne sont plus tenus de les acheter à prix réduit.

âgées, le système fédéral de Sécurité sociale comporte visiblement de nombreux aspects d'un programme d'assistance. Avant la loi portant création de la Sécurité sociale en 1935, l'aide financière aux personnes âgées venait de leurs propres ressources ou de celles de leurs familles, de l'épargne accumulée en vue de la retraite, de pensions privées peu développées, de systèmes d'assistance administrés par les États et d'organismes charitables. En cette année de profonde crise et de fort chômage, la pression en faveur de la mise en place d'un système adéquat d'assistance aux personnes âgées fut irrésistible. Pour mettre en place un système fédéral d'aide financière aux personnes âgées, les autorités avaient le choix entre un programme d'assistance non financé par des cotisations et un régime d'assurance-vieillesse obligatoire. Le débat a été analysé à la fois par ceux qui ont participé à la conception du programme de Sécurité sociale (Altmeyer, 1968), et par ceux qui étudient son histoire (Derthick, 1979; Stein, 1980). De ce débat est issu un système d'assurance obligatoire financé par des cotisations concernant les salariés de l'industrie et du commerce.

Le but du programme initial était de garantir une rente annuelle aux travailleurs et à leurs familles en cas de retraite ou de décès. Les prestations devaient être liées au total des gains soumis à cotisations sur la durée de la vie active et devaient être financées par des cotisations basées sur les salaires et versées à la fois par le salarié et par l'employeur <sup>(1)</sup>. Ceci était en opposition totale avec la principale proposition alternative de l'époque, le Plan TOWNSEND qui militait pour un pur système d'assistance qui eût attribué à chaque citoyen des États-Unis âgé de 60 ans et plus une prestation mensuelle de 200 dollars. Cependant, même le programme OASI contenait dès l'origine certains éléments d'assistance, comme, par exemple, une structure de prestations progressives redistribuant verticalement les revenus <sup>(2)</sup>.

Bien avant 1942, année où les premières prestations devaient être versées, on s'aperçut qu'un système fonctionnant partiellement en capitalisation et basé sur des cotisations liées aux salaires ne pourrait verser pendant une période relativement longue que des prestations minimales à peine supérieures à celles que verserait un système d'assistance aux personnes âgées. Cette constatation était particulièrement vraie à court terme, puisque les travailleurs déjà proches de leur retraite en 1935 n'auraient cotisé que peu d'années. Mais même dans le long terme, après que le régime ait atteint sa pleine maturité, les prestations

---

(1) En 1935, une projection de l'estimation des coûts aboutissait à un fonds de capitalisation de 47 milliards de dollars pour 1980 (en dollars 1935). Même si ce fonds avait été insuffisant pour financer tous les engagements prévus, il représentait à l'époque presque le double de la dette nationale qui se montait à 27 milliards de dollars. Un recours partiel à la capitalisation à ce niveau représentait une volonté de respecter les principes de l'assurance pendant la crise des années 30.

(2) La loi de 1935 sur la Sécurité sociale instituait à la fois un régime de Sécurité sociale et un système de subventions fédérales aux États pour financer les programmes d'assistance aux personnes âgées. Ainsi à travers ces deux types d'action la loi reconnaissait la nécessité de verser un revenu de base garanti à tous les individus sans tenir compte des cotisations versées auparavant. Étant donné qu'un programme d'assistance en partie financé par des fonds fédéraux était établi par la même loi que celle instituant le régime de Sécurité sociale, l'orientation consécutive vers l'assistance de l'OASI est étrange.

seraient faibles pour les travailleurs ayant eu des bas revenus tout au long de leur vie active et pour ceux ayant connu des interruptions de carrière.

Conscients de ces problèmes et craignant que le jeune projet OASI ne soit remplacé par un plan d'assistance du type TOWNSEND, les responsables du système d'assurance vieillesse cherchèrent à en élargir les missions afin d'y inclure un second objectif important : redistribuer verticalement les revenus de sorte que tous les salariés et leurs ayants droit puissent avoir immédiatement un certain niveau de vie garanti au moment de leur retraite ou en cas de décès. Pour atteindre cet objectif, les principes d'assurance sur lesquels reposait le programme furent modifiés. Tandis que la loi de 1935 établissait un système d'assurance presque « pur » dans lequel les prestations étaient assises sur les salaires passés, les amendements de 1939 ont entraîné un abandon partiel des principes de l'assurance pour que l'OASI remplisse mieux ses objectifs sociaux.

Cette transformation se fit par l'établissement de prestations progressives, d'une retraite minimale et d'une retraite de réversion et de l'introduction de conditions de ressources. De surcroît la capitalisation, procédure de financement très proche de celle des assurances privées fut abandonnée au profit de la répartition. Les retraites servies étaient désormais financées directement par les cotisations des personnes actives. Toutefois, contrairement au Plan TOWNSEND, le système OASI maintenait un lien entre les cotisations versées au cours de la vie active et les prestations touchées pendant la retraite en ne versant des prestations qu'aux travailleurs qui avaient cotisé pendant un nombre d'années minimal et en calculant ces prestations à partir des revenus soumis à cotisations (1).

Admettre qu'il existe une liaison entre cotisations et prestations dans le cadre de l'OASI conduit nécessairement à abandonner l'analyse en coupe instantanée et à adopter la perspective du cycle de vie, surtout quand il s'agit d'estimer le véritable effet de ce régime sur la distribution des revenus. Comme nous le montrerons, si l'OASI était un pur système d'assurance sociale, il aurait un effet significatif sur le profil de ressources dont bénéficie un individu au cours de son cycle de vie, mais il n'aura pas d'effet redistributif entre les individus. Ce type de système aura un effet sur la mesure de l'inégalité (à l'aide par exemple des coefficients de GINI), mais cet effet est fictif au sens où il ne représente aucune augmentation du bien-être de certains individus au dépens d'autres, mais simplement une modification de la forme du profil des ressources perçues au cours du cycle de vie. Au contraire, accroître le bien-être de certains individus au dépens d'autres est la raison d'être des systèmes de pure assistance.

---

(1) Les prestations de la Sécurité sociale pour un travailleur retraité sont basées sur les rémunérations moyennes soumises à la Sécurité sociale pendant sa vie active. Mais cette moyenne est ensuite ajustée pour que les travailleurs à bas salaires reçoivent des prestations plus élevées. En 1980, les prestations d'un retraité se montaient à 90 % des premiers 180 dollars de rémunération mensuelle moyenne, plus 32 % des rémunérations mensuelles dépassant 180 dollars mais inférieures à 1 085 dollars plus 15 % des rémunérations mensuelles dépassant 1 085 dollars.

Le lien entre les cotisations et les prestations individuelles a donc des implications importantes sur l'étude de la répartition des revenus <sup>(1)</sup>. Le système de financement par répartition d'OASI peut conduire à n'envisager qu'une période donnée, pendant laquelle les prestations sont considérées uniquement comme des transferts et les cotisations uniquement comme des impôts. Étant donné que la plupart des cotisants à l'OASI, pendant une période donnée, sont des travailleurs jeunes, occupés à plein temps, tandis que les bénéficiaires sont âgés et pour la plupart retraités, le système semble opérer de vastes transferts intergénérationnels qui, si l'on n'envisage qu'une seule période, ont un grand impact sur l'inégalité des revenus. Si, au contraire, l'on se place dans une perspective de cycle de vie, il devient évident que l'on surestime à la fois le niveau de la redistribution réelle entre les individus et la modification de l'inégalité des revenus totaux perçus au cours du cycle de vie.

### La mesure de la redistribution dans un système actuariellement équitable

Un système actuariellement équitable change le profil du revenu d'un individu au cours de son cycle de vie mais ne modifie pas la répartition des revenus totaux perçus au cours du cycle de vie. Le tableau I illustre ce raisonnement :

TABLEAU I  
Le revenu au cours du cycle de vie  
dans un système actuariellement équitable <sup>(1)</sup>.

	Période 1	Période 2	Revenu total au cours du cycle de vie
	Revenu disponible	Prestations OASI	
Personne A . . . . .	9 000 (10 000)	1 000	10 000
Personne B . . . . .	10 000	0	10 000

(<sup>1</sup>) Sous l'hypothèse d'une croissance nulle et d'un taux d'intérêt nul.

Dans ce modèle simple à deux personnes et deux périodes, les cotisations de 1 000 dollars sont prélevées sur les revenus de A pendant la période 1 et les prestations sont reçues par cette même personne pendant la période 2. En raison du système de retraite, le profil de revenu après prélèvement a changé pour A,, (de 10 000/0 à 9 000/1 000) mais son revenu total au cours de sa vie n'a pas changé par rapport à l'individu B qui n'a pas participé au système.

(1) Étant donné le lien entre les cotisations et les prestations du régime OASI, certains économistes ont été conduits à considérer l'impact d'OASI sur l'offre d'emploi dans une perspective de cycle de vie. Dans la mesure où les prestations ont une relation positive avec les cotisations, l'effet des cotisations sur l'offre de travail est plus faible. Si l'OASI était uniquement un système d'assurance sociale, il n'exercerait pas d'effet sur la décision d'un travailleur d'entrer ou non sur le marché du travail (cf. BROWNING, 1975; BURKHAUSER et TURNER, 1978).

Le développement d'un tel système d'assurance-vieillesse actuariellement équitable continuerait à modifier la distribution temporelle du revenu au cours de la vie d'un individu, mais n'aurait aucune influence sur la répartition des revenus totaux perçus au cours du cycle de vie.

Admettons que A représente une génération. La première génération verse 1 000 dollars pendant la période 1, somme qui sera reversée intégralement au cours de la période 2. La seconde génération reçoit 1 000 dollars en prestations d'assurance-vieillesse qui sont financées par les cotisations de la génération précédente.

Considérons maintenant la seconde ligne du tableau I qui représente une société sans système d'assurance-vieillesse : l'analyse en coupe instantanée de ces deux sociétés montre que la première société est plus égalitaire que la seconde — mais envisagées dans une perspective temporelle elles sont identiques — le tableau I montre que, dans la mesure où un système d'assurance-vieillesse est actuariellement équitable, son analyse en coupe instantanée confond une modification du profil de répartition des revenus au cours de la vie avec une réelle variation de la distribution des revenus entre les individus.

Afin de démêler les aspects de rente et de redistribution d'un système de retraite comme l'OASI, il faut distinguer la partie des prestations qui correspond à des cotisations payées par le passé de la partie qui correspond à des transferts soit intra-cohortes, soit inter-cohortes. Cette distinction est utile pour estimer l'incidence primaire des prestations au sein d'une génération ainsi que de son évolution.

La valeur des cotisations totales ( $C_R$ ) d'un salarié au moment où il prend sa retraite ( $R$ ) est égale à la somme des cotisations versées par le salarié ( $t_a w_i$ ) et par son employeur ( $t_b w_i$ ) placées à un taux d'intérêt ( $r_i$ ) (1). De sorte que :

$$(1) \quad C_R = \left[ \sum_{i=1}^R w_i (t_{ai} + t_{bi}) \prod_{j=1}^R (1 + r_j) \right]$$

La valeur actualisée des prestations futures ( $B_R$ ) au moment où l'on prend sa retraite est égale à la somme des prestations de retraite que le salarié escompte pendant le restant de sa vie ( $b_k$ ), compte tenu de la probabilité de survie ( $p_k$ ) à chaque période ( $k$ ) et actualisée à l'aide du taux d'intérêt ( $r$ ).

$$(2) \quad B_R = \sum_{k=1}^{99-R} p_k b_k / (1+r)^{k-1}$$

Ainsi dans un tel système, quel que soit l'âge de la retraite ( $R$ ) :

$$(3) \quad C_R = B_R$$

(1) Ceci suppose que toute l'incidence des cotisations sur la masse salariale soit répercutée sur les salariés, d'après BRITAIN (1971). Dans des études plus récentes, HAMMERMESH (1979) et VROMAN (1974) considèrent que les cotisations ne sont que partiellement imputées à la force de travail; étant donné le plafond, les cotisations ne sont versées que jusqu'à  $W_{\max}$  pour les salaires dépassant le plafond.

## La mesure de la redistribution dans le système OASI

L'OASI, évidemment, ne fonctionne pas de cette façon. Puisqu'il incorpore plusieurs mesures qui favorisent les groupes de personnes âgées à faible revenu, l'OASI peut ne pas être actuariellement équitable pour certains individus au sein d'une génération ( $C_{Ri} \leq B_{Ri}$ ). Ce système a en outre opéré des redistributions entre les générations.

Dès le lancement du système, des prestations ont été versées aux retraités comme s'ils avaient cotisé toute leur vie. Nous montrerons qu'il en est découlé une redistribution entre générations qui s'est amenuisée au fur et à mesure que le système a atteint son régime de croisière (1). Ainsi le montant de l'ensemble des cotisations versées par une génération peut être supérieur, égal ou inférieur à l'ensemble des prestations dont elle bénéficie, soit :

$$(4) \quad \sum_{i=1}^n C_{Ri} \gtrless \sum_{i=1}^n B_{Ri}$$

## 2. MÉTHODOLOGIE

Le fichier de 1973 de la Sécurité sociale (1973 Social Security Exact Match File) collationne les données individuelles issues du Recensement de 1973 et celles de l'OASI portant sur les salaires et les prestations. On connaît pour chaque individu à la fois les prestations qu'il perçoit et les cotisations versées au cours de la vie active sur lesquelles sont assises les prestations. Nous nous servons de ces données pour estimer la rente qu'auraient rapportée les cotisations totales de chaque individu si elles avaient été placées. Puis, appariant les époux, nous comparons la répartition de ces rentes ainsi calculées avec celle des prestations OASI ventilées par classe de revenus des ménages, toutes choses égales d'ailleurs. Nous appelons « transfert », la part des prestations OASI correspondant à la différence entre les prestations effectives et la valeur estimée de la rente qu'auraient générée les cotisations et nous analysons sa distribution afin de déterminer si et comment le système OASI redistribue les revenus à la fois à l'intérieur des générations et entre les générations (2). Notre échantillon est composé de 5 405 individus âgés de 65 ans et plus et de 3 502 couples dont au moins un membre est âgé de 65 ans ou plus.

---

(1) Dans ce cas, comme dans tous ceux qui seront envisagés par la suite, nous ne considérons que le changement initial de la répartition causé par le régime BARRO (1974) et d'autres, soutiennent que l'incidence intergénérationnelle finale des transferts serait nulle.

(2) Dans cet article on se sert d'une mesure de l'équité actuarielle pour calculer ce que les cotisants auraient touché s'ils avaient eu recours au marché privé. Dans la plupart des ouvrages sur la Sécurité sociale les auteurs se servent du taux de remplacement comme mesure de l'équité. En général, un taux de remplacement n'est pas équivalent à un rendement équitable sur un marché, puisqu'on ne tient pas compte de l'étalement dans le temps des cotisations. Ainsi, même si on se sert d'un salaire moyen calculé sur la vie active dans le calcul du taux de remplacement, les individus dont les salaires augmentent au cours de leur vie auront versé des cotisations totales plus faibles pour toucher des prestations équivalentes.

Les prestations effectives comprennent celles versées aux retraités, à leurs conjoints ou survivants et les allocations spéciales versées aux personnes ayant 72 ans ou plus. Dans le régime OASI le profil de ressources d'un salarié est résumé en un salaire mensuel moyen (AMW) qui est ensuite affecté d'un coefficient progressif pour donner le montant de la pension de base (PIA). Les prestations effectivement versées représentent un pourcentage de cette pension de base. Le pourcentage peut être inférieur à 100 % si le travailleur prend une retraite anticipée ou s'il a des gains dépassant un certain plafond. Il peut excéder 100 % si des prestations sont versées au conjoint en sus de la pension de retraite du salarié (1).

L'élément actuariel des prestations OASI touchées par un individu est la valeur de la rente qui satisfait l'équation (3). Dans la comparaison des distributions des prestations effectives et de l'élément actuariel, on n'emploie pas  $B_R$ , la valeur actualisée de toutes les prestations escomptées dans l'avenir, mais plutôt son équivalent en flux  $b_k$ . La procédure suivie pour calculer  $b_k$  suit d'aussi près que possible celle employée actuellement par l'OASI à deux exceptions importantes près : (1) la prestation entière n'est pas assise sur la pension de base (PIA) mais est fonction des cotisations réellement versées, et (2) la rente actuariellement équitable est fixée en valeur nominale et calculée pour un seul taux d'intérêt (2).

Mises à part ces exceptions, les règles de calcul ressemblent à celles de l'OASI et reprennent les relations entre les prestations versées au salarié, son conjoint ou son survivant : un salarié marié et son épouse reçoivent une pleine pension, et la pension de réversion au conjoint survivant représente 2/3 de la prestation complète. De surcroît, la valeur de la rente a été réduite dans les cas de retraite anticipée ou de gains dépassant le plafond autorisé (la procédure de calcul de  $b_k$  est l'objet d'une présentation détaillée dans l'annexe A).

---

(1) Pour une personne atteignant 65 ans en 1972, AMW était basé sur les 17 meilleures années de salaires. Le PIA représentait 90 % des premiers 110 dollars de AMW plus 33 % des 290 dollars suivants, plus 31 % des 150 dollars suivants, plus 36 % des 100 dollars suivants. Pour une personne faisant valoir ses droits à la retraite entre 62 et 64 ans, le PIA était réduit de 59 % par mois au-dessous de 65 ans. Si le travailleur était marié, les prestations représentaient 150 % du PIA. Les amendements de 1972 à la loi sur la Sécurité sociale prévoient une augmentation des prestations égale à 1/12 % du PIA par mois entre 65 et 72 ans au cas où les retraités ne font pas valoir leurs droits. Ce crédit de retraite différé a été porté à 1/4 % en 1977. Le mode de calcul des revenus mensuels a aussi été réformé en 1977, les salaires d'une année donnée étant multipliés par le rapport des salaires moyens gagnés au cours de l'année précédant de 2 ans la retraite aux salaires moyens de l'année donnée. Ces diverses modifications n'ont pas été prises en compte puisque nos données portent sur l'année 1972.

(2) Les évaluations de la partie rente des prestations OASI dépendent du taux de rendement appliqué aux cotisations, du taux d'escompte choisi pour estimer les prestations anticipées, des tableaux d'espérance de vie adoptés et des hypothèses faites sur les modifications éventuelles des prestations. Dans les tableaux figurant dans cet article, le taux de rendement appliqué aux cotisations versées est égal au rendement annuel augmenté du taux d'augmentation du cours moyen des actions. Le taux d'escompte sur les prestations antérieures était de 5 %. Les tableaux d'espérance de vie ont été établis par sexe d'après les données pour 1972 du Bureau de Statistiques Démographiques. Consulter l'Annexe A, tableau A pour les estimations de la partie rente sous différentes hypothèses de taux d'intérêt.

Dans cette analyse, on n'a pas tenu compte de la fiscalité ni des comportements induits. On a supposé que le comportement de tous les bénéficiaires ne serait pas différent dans un régime actuariellement équitable <sup>(1)</sup>.

### 3. LES RÉSULTATS

D'après nos calculs (tableau II) les retraités (individus ou couples) ont touché en 1972 environ 27,1 milliards de dollars sous forme de prestations OASI <sup>(2)</sup>. Si les prestations avaient été égales à la valeur équitable de la rente correspondant aux cotisations versées pendant leur vie, cette somme n'eût été que de 7,4 milliards. La différence de 19,7 milliards, soit 73 % des prestations effectives représente un vaste transfert intergénérationnel de la population active vers les inactifs âgés. L'ampleur de ce transfert s'explique en partie par le fait que la plupart des bénéficiaires étaient entrés dans la vie active avant la mise en place de l'OASI et n'ont donc pas cotisé pendant la totalité de leur vie active. Le système de répartition sur lequel repose l'OASI permet cependant le versement de prestations équivalentes à celles qui seraient payées dans un système par capitalisation arrivé à maturation. Au fur et à mesure que les générations de travailleurs ayant cotisé pendant toute leur vie active arriveront à l'âge de la retraite, cette source de transferts perdra de son importance. Cette tendance ressort clairement du tableau III où l'on distingue la partie rente et la partie transfert des prestations OASI touchées par trois cohortes de couples retraités. La cohorte la plus âgée (81 à 85 ans) a bénéficié du transfert intergénérationnel le plus élevé, 0,9 milliards de dollars, autrement dit 90 % du milliard de dollars de prestations n'ont pas eu de contre-partie sous forme de cotisations. Ce pourcentage tombe à 70 % pour la génération des 72 à 75 ans et à 50 % pour celle la moins âgée qui avait 31-32 ans en 1937 quand les cotisations furent prélevées pour la première fois. Ces vastes transferts intergénérationnels expliquent en partie le soutien qu'apportaient au système OASI les générations précédentes de cotisants; tandis que le fait que la part relative des transferts diminue peut expliquer la méfiance et le mécontentement croissants envers l'OASI, exprimés par les cotisants actuels.

---

(1) En ignorant les comportements, nos estimations ne sont que des approximations des effets qu'aurait la transformation de l'actuel régime OASI en un système actuariellement équitable. Dans des études récentes, BOSKIN (1977), BURKHAUSER (1980), PELLECHIO (1978), BURKHAUSER et QUINN (1981) considèrent que le régime OASI actuel a eu des conséquences en matière d'offre de travail. BROWNING (1975) et BURKHAUSER et TURNER (1978) montrent qu'un système actuariellement équitable aurait des effets importants sur l'offre de travail au cours du cycle de vie. On peut aussi penser que les comportements d'épargne se modifieraient. Dans nos simulations, les individus sont supposés percevoir une rente annuelle à vie au moment de leur retraite et par conséquent on ne tient pas compte des membres de leur cohorte qui sont morts avant l'âge de la retraite. Voir Annexe A pour le raisonnement sous-jacent et les implications de cette hypothèse.

(2) Les prestations totales versées par le régime OASI ont atteint 37,1 milliards de dollars en 1972 (U.S., HEW, 1977, tableau 110). Ont été exclues de nos estimations les sommes forfaitaires versées en cas de décès, les prestations versées aux retraités, aux personnes à leur charge ou les pensions de réversion quand aucun membre du ménage n'avait 65 ans ou plus.

TABLEAU II  
L'effet redistributif des prestations de Sécurité sociale.

	Prest. OASI de 1972 (1)	Prest. actuar. équit. (rentes) ( <sup>a</sup> ) (2)	Partie transferts Col. 1-Col. 2 (3)	Partie transferts en pour cent des prest. OASI (Col. 3/Col. 1) × 100 (4)	Répartition de la population par classes de revenus (5)
Prestations totales du programme .....	\$ 27,1 ( <sup>b</sup> )	\$ 7,4 ( <sup>b</sup> )	\$ 19,7 ( <sup>b</sup> )	73	100 % ( <sup>c</sup> )
Prestations moyennes .....	\$ 1 652	\$ 454	\$ 1 198	73	
Prestations moyennes des ménages par classes de revenus, y compris les prestations OASI (en \$) :					
0- 500 .....	13	1	12	92	3
501-1 000 .....	622	35	587	94	5
1 001-1 500 .....	934	107	827	89	9
1 501-2 000 .....	1 337	249	1 088	81	13
2 001-2 500 .....	1 540	350	1 190	77	13
2 501-3 000 .....	1 769	421	1 348	76	8
3 001-3 500 .....	2 034	532	1 502	74	7
3 501-4 000 .....	2 193	666	1 427	65	6
4 001-5 000 .....	2 331	746	1 585	68	9

Note : Pour une description complète de la méthode employée pour estimer les variables, cf. Annexe A.

(<sup>a</sup>) Prestations actuariellement équitables (rentes), en admettant que les cotisations versées ont un rendement égal au rendement annuel plus la variation annuelle du cours des actions.

(<sup>b</sup>) En milliards de dollars.

(<sup>c</sup>) Le total peut ne pas faire 100 par suite des arrondis.

TABLEAU III

L'effet redistributif des prestations vieillesse  
pour les couples par générations et classes de revenus.

	Age 66-67			Age 72-75			Age 81-85		
	Prest. OASI 1972 (1)	Prest. actuar. équit. (rentes) (a) (2)	Transferts Col. 1-Col. 2 (3)	Prest. OASI 1972 (4)	Prest. actuar. équit. (a) (5)	Transferts Col. 4-Col. 5 (6)	Prest. OASI 1972 (7)	Prest. actuar. équit. (a) (8)	Transferts Col. 7-Col. 8 (9)
Prest. totales du programme .....	2,2 (b)	\$ 1,1 (b)	1,1 (b)	3,1 (b)	0,9 (b)	2,2 (b)	1,0 (b)	0,1 (b)	0,9 (b)
Prest. moyennes .....	\$ 1874	904	970	2710	781	1929	2585	317	2268
<b>Prest. moyennes des ménages par classes de revenus (en \$) :</b>									
0- 500.....	43	0	43	0	0	0	0	0	0
501- 1000.....	244	18	226	547	19	528	323	0	323
1001- 1500.....	790	227	563	894	44	850	646	78	568
1501- 2000.....	1 227	377	850	1 216	142	1 074	1 413	31	1 382
2001- 2500.....	1 430	507	923	1 646	243	1 403	1 846	76	1 770
2501- 3000.....	2 138	761	1 377	2 213	423	1 790	2 303	187	2 116
3001- 3 500.....	2 094	888	1 206	2 669	707	1 920	2 802	409	2 393
3 501- 4 000.....	2 213	1 086	1 127	2 815	780	2 035	2 594	256	2 338
4 001- 5 000.....	2 420	1 098	1 322	3 103	997	2 106	2 922	396	2 526
5 001- 6 000.....	2 607	1 395	1 212	3 186	1 039	2 147	2 940	434	2 506
6 001- 8 000.....	2 116	1 141	975	2 913	934	1 979	2 903	301	2 602
8 001-10 000.....	2 018	1 019	999	2 762	932	1 830	2 173	233	1 940
10 001-20 000.....	1 333	682	651	2 949	799	2 150	3 268	532	2 736
20 001 +.....	1 208	642	566	3 266	909	2 357	3 626	631	2 995
<p>(a) Prestations actuariellement équitables (rentes), en admettant que les cotisations versées ont un rendement égal au rendement annuel plus la variation annuelle du cours des actions.</p> <p>(b) En milliards de dollars.</p>									

**TABLEAU IV**  
**L'effet redistributif des prestations de Sécurité sociale pour les ménages.**

	Prest. OASI 1972	Prest. actuar. équit. (rentes)	Transferts	Population par classes de revenus (%)
Prestations totales du programme..	\$ 14,2 <sup>(a)</sup>	\$ 4,6 <sup>(a)</sup>	\$ 9,6 <sup>(a)</sup>	100 %
Prestations moyennes.....	\$ 2 301	\$ 749	\$ 1 552	
Prestations moyennes des ménages par classes de revenus permanents (en \$) <sup>(b)</sup> :				
0 .....	1 280	271	1 009	6
1- 500.....	1 393	239	1 154	4
501- 1 000.....	1 791	260	1 531	3
1 001- 2 000.....	2 003	300	1 703	7
2 001- 3 000.....	2 016	356	1 660	7
3 001- 4 000.....	2 217	489	1 728	6
4 001- 5 000.....	2 160	498	1 662	6
5 001- 6 000.....	2 375	735	1 640	6
6 001- 7 000.....	2 392	779	1 613	8
7 001- 8 000.....	2 864	1 117	1 747	14
8 001- 9 000.....	2 240	1 085	1 155	11
9 001-10 000.....	2 547	1 160	1 387	5
10 001-12 500.....	2 732	1 244	1 488	7
12 501-15 000.....	2 876	1 402	1 474	3
15 001-17 500.....	3 228	1 470	1 758	2
17 501+.....	2 577	336	2 241	5
<sup>(a)</sup> En milliards de dollars.				
<sup>(b)</sup> Cf. Annexe B.				

Quoiqu'on n'ait pas tenté de mesurer directement la redistribution intragénérationnelle, en comparant le montant de la part transfert de l'OASI par classes de revenus des ménages, on a une indication sur l'effet net en matière de redistribution qu'ont les mesures comme les prestations progressives, les prestations minimales, etc. Comme on peut voir dans la colonne 3 du tableau II chaque classe de revenus, même celle de 20 000 dollars et plus, a bénéficié d'une redistribution. En termes de valeur absolue, la redistribution était au moins aussi forte pour les classes de revenus élevés que pour les classes de revenus faibles. Quoique les catégories des plus hauts revenus aient reçu plus que les catégories les plus faibles, celles du milieu de la distribution (de 3 000 à 8 000 dollars) ont bénéficié des transferts <sup>(1)</sup> les plus élevés en valeur absolue. Apparemment, à ce point de son développement, l'OASI a rapporté un gain net positif aux retraités appartenant à toutes les classes de revenus en dépit des nombreux mécanismes de

(1) L'effet de redistribution entre classes de revenus n'est pas affecté par le taux d'intérêt choisi pour calculer la valeur actuelle des cotisations et des prestations. Les tableaux le démontrant sont disponibles et envoyés sur demande auprès des auteurs.

**TABLEAU V**  
**L'effet redistributif des prestations de Sécurité sociale**

	Age 66-67				Age 72-75			
	Prest. OASI 1972	Prestations actuar. équit. (rentes)	Transferts	Population par classes de revenus	Prest. OASI 1972	Prestations actuar. équit. (rentes)	Transferts	Population par classes de revenus
Prestations totales du programme.....	\$ 2,2 <sup>(a)</sup>	\$ 1,1 <sup>(a)</sup>	\$ 1,1 <sup>(a)</sup>	100 %	\$ 3,1 <sup>(a)</sup>	\$ 0,9 <sup>(a)</sup>	\$ 2,2 <sup>(a)</sup>	100 %
Prestations moyennes.....	\$ 1874	\$ 904	\$ 970		\$ 2710	\$ 781	\$ 1929	
Prestations moyennes des ménages par classes de revenus permanents <sup>(b)</sup> :								
0.....	628	210	418	4	1 116	241	875	5
1- 500.....	784	189	595	4	1 180	170	1 010	4
501-1 000.....	1 157	390	767	2	1 486	225	1 261	3
1 001- 2 000.....	1 365	402	963	4	1 972	275	1 697	6
2 001- 3 000.....	1 298	315	983	7	2 253	264	1 989	7
3 001- 4 000.....	1 788	637	1 151	7	2 472	406	2 066	7
4 001- 5 000.....	1 578	579	999	7	2 641	410	2 231	7
5 001- 6 000.....	1 842	856	986	7	2 898	784	2 114	7
6 001- 7 000.....	1 911	920	991	7	2 834	748	2 086	11
7 001- 8 000.....	2 403	1 166	1 237	11	3 248	1 161	2 087	21
8 001- 9 000.....	2 061	1 158	903	18	2 915	1 081	1 834	8
9 001-10 000.....	1 966	1 020	946	5	3 188	1 208	1 980	6
10 001-12 500.....	2 059	1 169	890	10	3 670	1 467	2 203	6
12 501-15 000.....	2 785	1 624	1 161	5	3 718	1 609	2 109	2
15 001-17 500.....	3 008	1 929	1 079	2	4 393	1 351	3 042	1
17 501+.....	2 656	1 172	1 484	0,2	2 737	591	2 146	0,6

<sup>(a)</sup> En milliards de dollars  
<sup>(b)</sup> Cf. Annexe B.

transferts intracohortes. Cependant, quand on compare le montant relatif de la partie transferts (mesuré par le rapport des transferts sur prestations effectives) des différentes classes de revenus (tableau II, colonne 4), il est clair que ces mécanismes ont joué au profit des catégories dont les revenus sont les plus faibles. On retrouve les transferts les plus forts en valeur absolue pour les classes à revenus moyens et les transferts les plus élevés en valeur relative pour les classes des plus faibles revenus pour toutes les générations de couples retraités (tableau III) (1).

### **Revenu permanent et effet redistributif**

Dans les tableaux II et III les ménages sont classés selon leur revenu annuel déclaré pour l'année 1972. Mais, étant donné que la plupart des personnes dans cette génération sont retraitées, le revenu de cette année pourrait être un indicateur imprécis du bien-être économique absolu ou relatif d'un individu considéré sur l'ensemble de son cycle de vie, notamment par rapport aux individus appartenant à la même génération. C'est pourquoi on a calculé un indice du bien-être économique sur la base des gains déclarés au cours des 10 années précédant la retraite (cf. Annexe B). Les couples mariés ont été reclassés selon cet indice dénommé « revenu permanent » dans les tableaux IV et V. Ces tableaux ont été construits selon la même démarche que les tableaux précédents et donnent les prestations OASI effectives et les estimations des parts rente et transfert de ces prestations par ordre croissant de revenus permanents. Contrairement au revenu courant, le revenu permanent ne comprend pas les prestations OASI effectives.

Les redistributions qui ressortent des tableaux IV et V ressemblent beaucoup à celles des tableaux II et III. Les transferts intergénérationnels réduisent la redistribution intra-cohorte, même pour les générations qui viennent de prendre leur retraite. Il y a moins de variation dans le montant de la partie transferts en termes absolus par classes de revenus, quoique les catégories aux revenus les plus faibles reçoivent les transferts les plus faibles en termes absolus comme précédemment.

---

(1) Les prestations OASI sont réduites de 1 dollar chaque fois que 2 dollars sont gagnés en excédant d'un plafond de ressources. En 1972, le salaire maximal qu'un travailleur percevant des prestations de retraite pouvait toucher sans abattement était de 2 100 dollars par an. La diminution brutale des prestations moyennes et des valeurs des rentes annuelles enregistrées pour les deux classes de revenus les plus hautes de la cohorte de 66-67 ans pourrait refléter le fait qu'un nombre non négligeable de couples de ces catégories recevait des prestations OASI nulles ou presque parce que leurs droits avaient été réduits à cause de leurs gains dépassant le plafond. Ces montants nuls réduisent la moyenne de toute la classe. Ce plafond de conditions de ressources a depuis longtemps été un sujet de controverses, les uns critiquent la désincitation à la poursuite du travail, tandis que les autres soutiennent que c'est le seul moyen d'aboutir à une véritable redistribution. En 1972, cette clause fut abolie pour les travailleurs âgés de 72 ans ou plus. Si on compare la distribution des prestations versées aux travailleurs âgés de 66-67 ans, qui sont soumis à la clause sur les conditions de ressources, à celle des travailleurs âgés de 72 ans ou plus, qui ne le sont pas, on voit que la forte diminution n'affecte que le premier groupe. Ce résultat met l'accent sur le problème de la nature duale du régime OASI. Afin d'octroyer des prestations accrues aux individus à bas revenus au nom du bien-être social, les prestations OASI ont été systématiquement augmentées pour l'ensemble des catégories. Simultanément pour sauvegarder l'équilibre actuariel on a assoupli la règle sur le plafond de ressources. Il est clair qu'on ne peut poursuivre les deux buts à la fois qu'en augmentant continuellement les dépenses du régime.

## CONCLUSION

Le régime OASI actuel a les propriétés à la fois d'un pur système d'assurance et d'un pur système d'assistance. Puisqu'il y a une relation entre les cotisations versées et les prestations escomptées, une analyse en coupe instantanée des effets du régime sur la répartition des revenus confond l'effet de l'assurance qui est de répartir d'une façon plus uniforme le revenu d'un individu donné au cours de sa vie avec l'effet de transfert qui est de redistribuer des revenus au sein d'une population.

Après avoir établi la distinction entre les effets d'assurance sociale et ceux de transfert, on a estimé la pension actuariellement équitable qui aurait pu être acquise par le placement des cotisations d'un ménage au cours de son cycle de vie. La différence entre la valeur de cette rente et les prestations OASI effectives a été nommée « transferts ». L'analyse de la distribution de ces « transferts » selon le revenu courant ou le revenu permanent montre que toutes les catégories de revenus ont bénéficié de vastes transferts intergénérationnels.

Quoique des dispositions spécifiques telles que la prestation minimale ou la prestation progressive, redistribuent effectivement le revenu au sein d'une génération donnée de retraités, l'ampleur de cette redistribution est très faible par rapport au transfert intergénérationnel. Ceci est particulièrement vrai pour les générations les plus âgées pour lesquelles une partie écrasante des prestations OASI (90 % en 1972) est en fait un pur transfert. Comme on peut s'y attendre dans un système non encore parvenu à maturité, cette part de transfert diminue pour les cohortes suivantes, dont les membres ont occupé des emplois soumis à cotisations pendant une plus grande partie de leur vie active. Il est surprenant de trouver que les classes de revenus supérieurs ont reçu, en valeur absolue, autant que celles à faibles revenus.

De tels résultats suggèrent une explication à l'appui presque unanime de l'opinion publique pour ce programme dans le passé, tout autant qu'aux controverses actuelles. Les générations de cotisants plus jeunes se rendent désormais compte que beaucoup d'entre eux pourraient être perdants, il est donc inévitable que le régime soit l'objet de la même crise de confiance, des mêmes controverses politiques que les autres programmes sociaux qui cherchent à redistribuer les revenus. Ces résultats sont surtout pertinents pour ceux qui voudraient tenter d'apprécier dans quelle mesure le régime OASI redistribue des revenus au sein d'une même cohorte dans l'avenir. Ne pas reconnaître l'aspect rente du régime, qui croîtra relativement au fur et à mesure que les transferts intergénérationnels diminueront, aboutirait à surestimer l'ampleur de la redistribution intragénérationnelle; ce qui conduirait au résultat paradoxal suivant : ceux qui toucheront moins qu'ils n'auront cotisé au cours de leur vie active pourraient être considérés, lorsqu'ils seront âgés, comme des bénéficiaires des transferts sociaux.

## ANNEXE A

### Méthode de calcul des rentes actuariellement équitables

Pour calculer les valeurs des rentes actuariellement équitables on a supposé que les individus acquéraient au moment de leur retraite un bon de capitalisation <sup>(1)</sup> sur les têtes des deux conjoints et une pension de réversion des 2/3 pour le survivant. On suppose que la somme nécessaire à cet achat est égale à la valeur actualisée, au moment de la retraite, de toutes les cotisations versées au régime OASI au cours de la vie active. Le versement annuel est défini comme la rente qui aurait été achetée par le versement d'une prime unique.

Le coût de l'achat d'un bon de capitalisation pour un ménage varie selon les probabilités de survie, les taux d'escompte et de rendement choisis. On s'est servi ici pour les probabilités de survie des tableaux de mortalité du Public Health Service; elles sont liées au sexe et à l'âge <sup>(2)</sup>.

On fait l'hypothèse que chacun des conjoints achète une rente sur la tête des deux membres du couple et une rente de réversion des 2/3 pour le survivant avec leurs cotisations à l'OASI actualisées à la date de leur retraite de sorte que la date de ces achats peut ne pas être la même. Les prestations dues dans le système d'une rente souscrite sur les deux têtes et d'une rente de réversion des 2/3 sur le survivant peuvent être identiques à celles correspondant à l'achat d'une rente sur une seule tête d'un montant propre pour chaque conjoint plus une rente classique sur les deux têtes avec rente de réversion au survivant.

Un bon de capitalisation sur chaque tête prévoyant le versement d'une rente de 100 dollars par mois et une rente sur les deux têtes avec réversion sur le survivant de 100 dollars par mois donnera 300 dollars par mois au couple tant que les deux conjoints sont en vie et 200 dollars par mois au survivant, le même montant qu'une rente de 300 dollars sur les deux têtes avec pension de réversion des 2/3 au survivant.

La relation entre une rente sur les deux têtes avec rente de réversion des 2/3 au survivant et une combinaison de rentes sur une seule tête et sur les deux têtes avec réversion au survivant nous permet d'établir le coût d'une rente de 1 dollar dans le système sur deux têtes et réversion des 2/3 au survivant pour un couple dont

---

(1) Un bon de capitalisation est une rente dont le premier versement est effectué au souscripteur à la première échéance après le versement de la prime unique. Par exemple, si le contrat prévoit des versements annuels, le premier versement sera effectué un an après l'achat du bon de capitalisation. Les versements périodiques continuent jusqu'à la mort de la (ou des) personne ayant souscrit. Ce type de rente est toujours acheté par le versement d'une prime unique.

(2) Selon un jugement de la cour suprême des U.S.A., ville de Los Angeles, versus MANHART, 98 S.Ct. 1370, 435 U.S. 702, 55 L. Ed. 2d 657, (1978), l'emploi classique de tables de mortalité selon le sexe pour le calcul des primes et des versements dans les régimes d'assurances ou de retraite établissait une discrimination sexiste. Après ce jugement, un projet de loi a été déposé au Congrès selon lequel l'ensemble des compagnies d'assurances serait requis légalement de renoncer à cet usage et serait obligé d'employer une table de mortalité unique reflétant la mortalité moyenne pour la population totale des États-Unis. Par anticipation à la mise en application de cette loi, tout en se prémunissant contre d'autres poursuites judiciaires une grande compagnie d'assurances américaine au moins (Teachers Insurance and Annuity Association/College Retirement Equities Fund: T.I.A.A./C.R.E.F.) a adopté la table de mortalité unique.

un seul conjoint travaille ou un couple où le mari prend sa retraite avant son épouse :

$$H_{J2/3} = \frac{H_M + H_F + H_{MF}}{3},$$

où :

(1)  $H_M$  étant le coût d'une rente annuelle de 1 dollar pour un homme seul s'écrit :

$$H_M = \sum_{k=0}^{99-R} PM_{(i+R|R)} (1+r)^{-k},$$

où  $PM_{(i+R|R)}$  = la probabilité pour un homme d'atteindre l'âge  $(i+R)$  s'il est vivant à l'âge de  $62 \leq R < 100$ , son âge au moment de la retraite et  $r$  = le taux d'actualisation .

$$(2) \quad H_F = \sum_{k=m}^{99+j-R} PF_{(k+R-j|T)} \cdot (1+r)^{-k},$$

où  $PF_{(k+R-j|T)}$  est la probabilité pour une femme de survivre jusqu'à l'âge  $(K+R-j)$  si elle est en vie à  $T < 100$ , son âge de retraite, et où  $R$  est l'âge de retraite de son mari et  $j \geq 0$  est la différence d'âge entre les époux;  $m = R - T \geq 0$ ; et  $r$  = le taux d'actualisation.

(3)  $H_{MF}$  est le coût d'une rente classique de 1 dollar sur les deux têtes avec réversion au survivant :

$$H_{MF} = \sum_{k=0}^{99-R} PM_{(k+R|R)} (1+r)^{-k} + \sum_{k=m}^{99+j-R} (1 - PM_{(k+R|R)}) \cdot PF_{(k+R-j|T)} (1+r)^{-k},$$

où  $R, T, PM, PF, r, m$  et  $j$  sont définis comme ci-dessous.

Si l'épouse prend sa retraite avant son mari ( $m$  et  $j \leq 0$ ), l'équation (2) devient :

$$H_F = \sum_{k=0}^{99+j-R} PF_{(k-j+R|T)} (1+r)^{-k}$$

et l'équation (3) devient :

$$H_{MF} = \sum_{k=0}^{99-R} PM_{(k+R|R)} (1+r)^{-k} + \sum_{k=0}^{99+j-R} (1 - PM_{(k+R|R)}) \cdot PF_{(k-j+R|T)} (1+r)^{-k},$$

où tous les termes sont définis comme ci-dessus.

Les résultats présentés dans cet article ont été établis pour un taux d'actualisation sur les rentes futures de 5 %. Les cotisations au régime OASI ont été affectées d'un taux de rendement égal au rendement réel augmenté de la variation du cours des actions en Bourse. Ceci n'est qu'un des taux qui aurait pu être choisi. On obtient un taux de rendement plus faible si les cotisations sont affectées au taux d'intérêt (dominant dans l'année) des emprunts d'État. On voit dans le tableau A les effets de variations du taux de rendement sur les cotisations OASI et du taux d'actualisation sur la valeur des rentes à venir. Les chiffres figurant dans le tableau sont des prestations qui auraient été versées si elles avaient été calculées selon le système actuariellement équitable décrit ci-dessus.

TABLEAU A

Effets des variations du taux de rendement sur les cotisations OASI.

Taux de rendement employé pour calculer les pensions futures (%)	Taux de rendement sur les cotisations OASI	
	Intérêts sur bons du Trésor (milliards de dollars)	Intérêt moyen sur actions (milliards de dollars)
2. ....	2,3	5,7
5. ....	3,0	7,4
10. ....	4,3	10,6

### Les estimations des flux

Afin d'assurer la cohérence entre les prestations actuariellement équitables et les véritables prestations OASI certains redressements ont été opérés pour tenir compte des points suivants :

1. Age de la prise en charge. Les prestations actuarielles ont été calculées pour le travailleur et son conjoint à l'âge où ils ont effectivement fait valoir leurs droits à la retraite OASI.

2. Conditions de ressources : puisque les prestations OASI sont soumises à des conditions de ressources, les prestations actuariellement équitables ont été calculées en conséquence. L'effet de cette mesure a été estimé sur les véritables prestations et le même coefficient a été appliqué pour réduire les prestations actuariellement équitables. Dans le cas où l'individu n'aurait pas de retraite, les prestations actuariellement équitables étaient nulles.

3. La reconstitution de la carrière du conjoint décédé. Puisqu'il n'y avait pas de données pour les conjoints décédés, il a fallu estimer le flux des cotisations de ces salariés. Pour les survivants dont les prestations étaient au moins en partie basées sur les gains de leurs conjoints décédés, la PIA du défunt était connue. On

s'est servi de variables instrumentales de régression pour affecter un profil de cotisations passées aux salariés décédés. On a supposé que si les prestations du survivant n'étaient basées que sur sa propre carrière, le compte des cotisations du conjoint décédé était nul.

## DISCUSSION

Dans nos simulations, nous avons admis que les travailleurs souscrivaient au moment de leur retraite un bon de capitalisation par le versement d'une prime unique.

On peut envisager une autre hypothèse selon laquelle les travailleurs souscrivent un bon de capitalisation moyennant le versement de primes périodiques au moment où ils prennent un emploi couvert par la Sécurité sociale en versant des primes tout au long de leur vie active.

Ces deux hypothèses satisfont la définition de l'équité actuarielle décrite par l'équation (3) dans le cours du texte : quel que soit l'âge de la retraite, la valeur des cotisations totales d'un individu ( $C_R$ ) est égale à la valeur actualisée des prestations à venir ( $B_R$ ). Cependant le choix entre ces deux hypothèses n'est pas indifférent car elles entraînent des estimations nettement différentes de la partie « rente » des prestations de la Sécurité sociale d'un individu. Dans un système de primes périodiques, le risque de survie peut être étalé sur une cohorte plus nombreuse et sur une période de temps plus longue que dans un système à versement de prime unique. Par conséquent une prime unique donnée (égale à la valeur actualisée de toutes les primes successives au moment de leur achat) correspondra à une rente plus forte si elle est payée au moment où le travailleur entre sur le marché du travail que si elle l'est  $n$  années plus tard, au moment du passage à la retraite. Par ailleurs, les survivants bénéficient au moment de leur retraite des cotisations des travailleurs décédés s'ils ont souscrit à un bon de capitalisation à versements périodiques au moment de leur entrée dans la vie active. Ceci n'est pas le cas s'ils attendent le moment de leur retraite pour souscrire à un bon de capitalisation moyennant le versement d'une prime unique. Ceci étant, la prestation actuarielle que nous avons retenue est inférieure à celle qu'aurait donnée un bon de capitalisation souscrit moyennant le versement de primes périodiques.

La dimension relative de la rente annuelle provenant du système à prime unique  $A_i$  et celle provenant du système à versements de primes périodiques mesurée par le rapport ( $A_i/A_d$ ) s'énonce :

$$(1+i)^{x-R} \cdot (L_R/L_x),$$

où  $i$  est un taux d'intérêt constant,  $x$  l'âge d'entrée dans l'emploi affilié à la Sécurité sociale,  $R$  l'âge de la retraite,  $L_x$  et  $L_R$  les tailles des cohortes à chacun de ces âges <sup>(1)</sup>.

Par exemple si nous supposons  $x=25$ ,  $R=65$  et  $i=0,05$ ,  $A_i/A_D=0,09$ ; ceci étant, notre évaluation de la prestation OASI actuariellement équitable représente 9 % de celle qui découlerait de l'application du système à primes périodiques. Ce pourcentage s'élève quand le nombre d'années s'écoulant entre l'entrée dans un emploi couvert par la Sécurité sociale et la retraite diminue, ou si l'on se sert d'un taux d'intérêt plus faible.

Ainsi pour une période de 20 ans et un taux d'intérêt de 2,5 % (ce dernier étant couramment employé dans les activités et les règlements des assurances privées)  $A_i/A_D=0,38$ . Il s'ensuit que la part des prestations OASI effectives que nous avons attribuées aux transferts intergénérationnels et intracohortes est plus importante que celle qui résulterait de l'application de l'autre mode de calcul.

Notre choix de l'hypothèse des bons de capitalisation à prime unique a été dicté à la fois par des raisons théoriques et pratiques. D'un point de vue théorique, les deux façons d'envisager l'OASI sont intéressantes : soit c'est un régime d'épargne forcée suivie de l'acquisition d'une rente, soit c'est un régime de capitalisation à versements de primes périodiques. On peut dire en faveur du scénario à primes périodiques que la clause concernant la pension de réversion du régime OASI ressemble à certaines clauses de remboursement en vigueur dans les assurances privées. Par contre, les primes périodiques sont normalement d'un montant constant, à échéances régulières et sans interruption. Les cotisations au régime OASI varient souvent au cours du temps et sont fréquemment interrompues soit en raison du chômage, soit par l'acceptation d'un emploi dans un secteur du marché du travail non couvert par

(1) La valeur de la rente dans le système à primes périodiques qui aurait été acquise par le paiement d'une prime unique nette  $H_D$  à l'âge  $x$  et dont les versements commenceraient à l'âge  $R$  est donnée par :

$$A_D = H_D \frac{D_x}{N_R},$$

où :

$$D_x = (1+i)^{-x} L_x,$$

$$N_R = \sum_{j=0}^{99-R} (1+i)^{-j} L_{R+j}.$$

La rente qui aurait été acquise dans le système à primes périodiques (l'achat et le paiement à l'âge  $R$ ) par une prime nette unique  $H_i$  est donnée par :

$$A_i = H_i \frac{D_R}{N_R},$$

où :

$$D_R = (1+i)^{-R} L_R$$

et  $N_R$  est défini comme ci-dessus.

Sous la contrainte  $H_D = H_i$  la relation entre  $A_i$  et  $A_D$  s'écrit :

$$\frac{A_i}{A_D} = \frac{D_R}{D_x} \frac{(1+i)^{-R}}{(1+i)^{-x}} \frac{L_R}{L_x} = (1+i)^{x-R} \cdot \frac{L_R}{L_x} < 1.$$

la Sécurité sociale. Le caractère relativement discontinu des cotisations incite à les considérer plutôt comme une épargne forcée que comme des primes d'assurance. Notons que ce scénario est cohérent avec celui que postule l'administration de la Sécurité sociale dans ses calculs de taux d'intérêt interne (Freiden, Leimer et Hoffman, 1976; Freiden et Mackay, 1979).

Sur un plan purement pratique, on a préféré l'hypothèse du bon de capitalisation à prime unique car elle peut être vérifiée d'une façon empirique, tandis que l'hypothèse de pension à primes périodiques ne peut l'être, puisqu'il faudrait pour ce faire connaître pour chaque individu, la date de début de carrière dans un emploi affilié à la Sécurité sociale. Ces données ne sont pas disponibles pour les personnes pour qui ceci s'est produit avant 1951.

## ANNEXE B

### Les algorithmes servant au calcul du revenu permanent

On a établi une approximation du revenu permanent en prenant comme mesure des gains d'un individu pour chacune des 10 années précédant immédiatement son droit à la retraite le pourcentage des gains médians de tous les salariés couverts par la Sécurité sociale pendant l'année correspondante. Le rapport des gains effectifs aux gains médians est totalisé sur 10 ans et on calcule une moyenne arithmétique simple. Cette moyenne est alors multipliée par une constante égale, dans tous les cas, aux gains médians effectifs pour tous les salariés couverts en 1972. C'est ce montant en dollars absolus qui figure dans les tableaux IV et V comme revenu permanent.

Le fichier des gains de la Sécurité sociale donne un montant global des rémunérations pour les années comprises entre 1937 et 1950. Ce n'est qu'après 1950 que les gains enregistrés pour une année donnée peuvent être identifiés. Il s'ensuit que les gains enregistrés pour chacune des 10 années précédant le droit à la retraite ne sont pas disponibles pour les individus dont les droits s'ouvraient avant 1950. Dans ce cas, on a calculé la moyenne arithmétique de gains totaux de 1937 à 1950. Cette moyenne arithmétique devient le numérateur du rapport gains enregistrés sur gains médians pour tous les salariés couverts, et le calcul du rapport moyen pour les 10 années précédant l'ouverture des droits, se poursuit comme dans le cas décrit ci-dessus.

L'algorithme qui vient d'être exposé s'applique exactement au cas d'un individu célibataire. Le revenu permanent d'un couple marié est la somme des revenus permanents de chacun des conjoints. Ce calcul se fait en quatre étapes.

1. Le revenu permanent de chacun des conjoints est calculé sur la base de l'année d'ouverture des droits de chacun.
2. On compare les montants de ces revenus pour déterminer celui qui est le plus élevé.
3. On recalcule le revenu permanent du conjoint qui a le revenu le plus faible. Ce second calcul diffère du calcul initial puisqu'il est basé sur les gains enregistrés

pour la même période de 10 ans que celle employée pour le conjoint qui avait le revenu initial le plus élevé (en 2).

4. Ce revenu permanent révisé est alors ajouté au revenu permanent de l'autre conjoint, calculé en 1. pour trouver le revenu permanent total du couple. Les couples sont classés selon cette variable de revenu total dans les tableaux IV et V.

L'objectif de l'algorithme décrit ci-dessus est d'assurer la comparabilité des enregistrements de gains d'individus prenant leurs retraites en des années différentes. Sans redressement, les couples les plus âgés apparaîtraient plus pauvres que des couples moins âgés parce que leurs salaires nominaux sont plus faibles. L'emploi de cet algorithme, cependant, fait plus que compenser les plus faibles salaires nominaux des couples les plus âgés car le plafond des salaires soumis à retenue, et donc le plafond des salaires pris en considération, a baissé relativement au cours du temps par rapport aux gains médians totaux de tous les salariés assurés. La baisse la plus forte se situe entre 1938 et 1950 période pendant laquelle le plafond des gains enregistrés a baissé de 4,48 % à 1,56 % des gains médians totaux. Entre 1950 et 1972, ce pourcentage a relativement peu changé (de 1,56 à 1,98 %).

Comme on peut s'y attendre, on retrouve le même résultat pour la valeur maximale de la moyenne de ce rapport sur les 10 années précédant la prise de retraite. La valeur moyenne maximale sur 10 ans pour un individu prenant sa retraite en 1947 est de 3,17 %. Pour un individu prenant sa retraite en 1958, le pourcentage tombe à 1,60, pourcentage qui varie seulement de 0,01 à 0,02 jusqu'en 1968, il se redresse ensuite pour atteindre 1,72 % en 1972.

Pour apprécier le biais que cette variation apporte à l'évaluation du revenu permanent des couples les plus âgés, envisageons le cas de deux couples dont les salaires réels sont égaux à 2 % des gains médians totaux pour chacune des 10 années précédant leur droit à la retraite. Ainsi chaque couple a un pourcentage de 2,0 sur 10 ans. Supposons que l'un des couples ait droit à la retraite en 1947, le calcul donne comme résultat un rapport de 2,0 entre les gains effectifs et les gains médians sur 10 ans. Supposons maintenant que l'année de prise de retraite de l'autre couple soit 1962. Pendant chacune des 10 années qui ont précédé 1962, le rapport entre le plafond des gains soumis à retenue et les salaires médians totaux est inférieur à deux. En conséquence, contrairement à la moyenne véritable sur 10 ans de 2,0, l'algorithme donne une moyenné sur 10 ans de 1,61.

Quoique ces deux couples aient des salaires effectifs identiques quand ils sont évalués en pourcentage des salaires médians totaux, l'algorithme donne au couple le plus âgé un rapport moyen sur 10 ans plus élevé et donc un revenu permanent supérieur.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALTMAYER (A. J.), *The Formative Years of Social Security*, Madison, Wisconsin, 1968, The University of Wisconsin Press.
- BARRO (R. J.), Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, vol. 82, (5), 1974, p. 1095-1118.
- BOSKIN (M.), Social Security and Retirement Decisions, *Economic Inquiry*, vol. 15, 1977, p. 1-25.
- BRIDGES (B. Jr.), Redistribution of Transfer Payments among Age and Economic Status Groups. *Office of Research and Statistics Staff Paper*, n° 10. Washington, D.C. : U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Social Security Administration (October, 1971).
- BRITAIN (J.), *The Payroll Tax for Social Security*, Washington, 1971, The Brookings Institution.
- BROWNING (E.), Labor Supply Distortions of Social Security, *Southern Economic Journal*, vol. 42, (2), 1975, p. 243-252.
- BURKHAUSER (R. V.), The Early Acceptance of Social Security: an Asset Maximization Approach, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 33, 1980, p. 4.
- BURKHAUSER (R. V.) et TURNER (J. A.), A Time Series Analysis of Social Security and its Effect on the Market Work of Prime Age Men, *Journal of Political Economy*, vol. 86, (4), 1978, p. 701-715.
- BURKHAUSER (R. V.) et QUINN (J.), *The Effect of Changes in Mandatory Retirement Rules on the Labor Supply of Older Workers*, Vanderbilt University, Department of Economics Working Paper, n° 81-W01, 1981.
- DANZIGER (S.), Income Redistribution and Social Security: Further Evidence, *Social Service Review*, vol. 51, 1977.
- DERTHICK (M.), *Policymaking for Social Security*, 1979, Washington, D.C. : The Brookings Institution.
- FREIDEN (A.), LEIMER (D. R.) et HOFFMAN (R.), Internal Rates of Return to the Retired, Workers-only Beneficiaries under Social Security, 1967-1970, in *Studies in Income Distribution*, n° 5, Washington, D.C. : U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Social Security Administration, 1976.
- FREIDEN (A.) et MACKAY (R. J.), Labor Supply, the Payroll Tax and Internal Rate of Return to Social Security, Office of Research and Statistics Working Paper Series, n° 6, 1979, Washington, D.C. : U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Social Security Administration.
- HAMMERMESH (D. S.), New Estimates of the Incidence of the Payroll Tax, *Southern Economics Journal*, 1979.
- OZAWA (M. N.), Income Redistribution and Social Security, *Social Service Review*, vol. 50, 1976.
- PELLECHIO (A. J.), Social Security and Retirement Behavior, *Ph. D. Dissertation* (unpublished), 1978, Harvard University.
- STEIN (B.), *Social Security and Pensions in Transition*, 1980, New York, Macmillan Publishing Co.
- U.S. DEPARTMENT OF HEALTH, EDUCATION AND WELFARE; SOCIAL SECURITY ADMINISTRATION, *Social Security Bulletin, Annual Statistical Supplement*, 1975, Washington, D.C. : Government Printing Office.
- VROMAN (W.), Employer Payroll Taxes and Money Wage Behavior, *Applied Economics*, 1974.