

Inégalités face à la mort et systèmes de retraite

Nicolas Drouhin*

Dans un modèle à générations imbriquées avec durée de vie incertaine et hétérogénéité des agents, nous montrons que le système de retraite par répartition est susceptible d'entraîner des transferts de richesse des groupes à faible espérance de vie vers les groupes à forte espérance de vie, ainsi que des pertes de bien-être pour les premiers, obligés de saturer leur contrainte de liquidité. La séparation des risques ainsi que l'introduction de la capitalisation à côté de la répartition permet d'atténuer ces conséquences non désirables du système de retraite par répartition.

systèmes de retraite - incertitude sur la durée de vie - épargne - générations imbriquées - théorie du cycle de vie - redistribution

Inequality towards death and social security

In a model of overlapping generation with uncertain lifetime, we show that "pay-as-you-go" social security implies transfers of wealth from the low life expectancy groups to the others. It also implies that the former may saturate their liquidity constraint, meaning loss of welfare for them. Separation of risks and introduction of fully founded social security improve the properties of "Pay-as-you-go" social security according to welfare and social justice.

social security - lifetime uncertainty - saving - overlapping generations - life cycle hypothesis - redistribution

La comparaison des propriétés théoriques des systèmes de retraite par répartition et capitalisation s'effectue traditionnellement dans le cadre du modèle à générations imbriquées (Samuelson [1958], Diamond [1965], Aaron [1966], Samuelson [1975]). Toutefois, la prise en compte d'une durée de vie incertaine (Yaari [1965], Abel [1985], Karni & Zilcha [1989], Drouhin [1997]) modifie sensiblement les résultats obtenus dans le cadre du modèle canonique. En particulier, Drouhin [1997] montre que l'introduction d'une incertitude sur la durée de vie, parce qu'elle permet d'explicitier les propriétés assurancielles des systèmes de retraite dans le cadre du modèle micro-économique du choix intertemporel, permet de mettre en évidence trois résultats importants. Premièrement, seule la capitalisation permet de fournir une assurance parfaite contre le risque de vie. Deuxièmement, épargne privée et retraite par capitalisation ne sont plus équivalentes : la capitalisation s'apparentant à une rente viagère, son rendement est celui de l'épargne multiplié par l'inverse de la probabilité de vivre vieux. Troisièmement, tout

* GRID (UMR CNRS 8534), Ecole normale supérieure de Cachan - drouhin@grid.ens-cachan.fr

transfert de l'épargne privée vers la capitalisation va induire une baisse de l'héritage involontaire, donc des transferts intergénérationnels descendants, ce qui se traduit par une diminution de l'accumulation du capital.

L'objet de cette contribution est d'introduire une réflexion théorique systématique sur les transferts intra-générationnels induits par les systèmes de retraite lorsqu'il existe une hétérogénéité dans la population concernant la probabilité de survie. On sait que « l'inégalité sociale devant la mort » (Desplanques [1993], Mesrines [1999], Rican et Salem [1999]), bien que peu étudiée en économie, est l'une des plus importantes qui soient. Elle apparaît quelle que soit la manière dont on segmente la population. Si l'on retient une stratification de la population par catégories socioprofessionnelles (Mesrines [1999]), la probabilité de décéder entre 35 et 65 ans est de 12 % pour un homme cadre de la fonction publique contre 29 % pour un homme ouvrier non qualifié. L'espérance de vie à 35 ans étant de 46 années pour les premiers contre 37 années pour les seconds. (Elle descend même jusqu'à 34 années pour un inactif). En ce qui concerne les différences liées au sexe, la probabilité de décéder entre 35 et 65 ans est de 21,5 % en moyenne pour les hommes contre 9 % en moyenne pour les femmes. L'écart d'espérance de vie à 35 ans est de 7,5 années en faveur des femmes. Il faut toutefois noter que cet écart varie selon la catégorie socioprofessionnelle. Il est de plus de dix années pour les ouvriers non-qualifiés, alors qu'il n'est que de six années pour les cadres de la fonction publique. Les inégalités de durée de vie selon la catégorie socioprofessionnelle sont donc moins marquées chez les femmes. Si l'on s'intéresse aux disparités géographiques celles-ci sont également très importantes entre régions et selon la segmentation ville-campagne (Rican et Salem [1999], Salem, Rican et Jougla [2000]).

Bien entendu, l'espérance de vie à la retraite étant l'un des paramètres déterminants de l'équilibre des systèmes de retraite socialisés, l'existence de disparités de ce point de vue peut conduire à différencier les prestations selon les groupes sociaux. C'est ce que l'on constate dans les faits, à travers les différents mécanismes de retraite complémentaire. Mais il reste que ces mécanismes sont très imparfaits. Certains régimes de retraite impliquent même des durées de cotisations obligatoires plus courtes pour des catégories à espérance de vie élevée (femmes, fonctionnaires, ...). Les différences d'espérance de vie sont donc susceptibles d'avoir des conséquences redistributives dès lors qu'elles interfèrent avec des systèmes de retraite socialisés. Si ce résultat est souvent évoqué d'un point de vue empirique, trop peu de travaux théoriques ont essayé d'étudier systématiquement les implications de l'hétérogénéité des durées de vie sur les transferts intra-générationnels. L'enjeu est important, car il peut amener à discriminer entre les systèmes de retraite selon leurs conséquences du point de vue de la justice redistributive. On doit ici faire plusieurs remarques :

1. L'étude des incidences redistributives des systèmes de retraite au sein des générations s'est pour l'instant focalisée sur les disparités de revenus (Legros [1994], Bélan [1997]).

2. Lorsque les disparités de durée de vie sont évoquées, elles ne le sont qu'indirectement à travers leur corrélation avec le niveau de revenu.

3. Lorsque la capitalisation est évoquée, elle ne l'est finalement que comme un mécanisme particulier d'épargne. Pour pouvoir en bénéficier, il faut disposer d'une capacité d'épargne résiduelle.

4. La théorie de l'épargne implicite dans ces réflexions sur les incidences redistributives des systèmes de retraites est qu'elle dépend principalement du revenu.

Lorsqu'ils sont enchaînés, les points 2, 3 et 4 nous semblent devoir conduire inexorablement à un sophisme de composition, puisqu'ils amènent finalement à assimiler l'effet sur l'épargne de l'incertitude sur la durée de vie avec celui du revenu.

Or, on sait bien depuis le modèle canonique en temps continu de Yaari [1965] que l'introduction explicite d'une incertitude sur la durée de vie modifie sensiblement la théorie du choix intertemporel. En effet la pente du profil de consommation dépend de l'écart entre le taux d'intérêt, qui incite à substituer de la consommation future à la consommation présente, et le taux de préférence pour le présent qui, comme son nom l'indique, biaise le choix des agents en faveur de la consommation présente. L'introduction de l'incertitude sur la durée de vie a deux effets. Premièrement, elle renforce la préférence pour le présent. Deuxièmement, lorsqu'il existe un marché des rentes viagères, le taux d'intérêt de l'épargne est majoré par l'incertitude sur la durée de vie. Ce dernier point est important car il montre que le cadre institutionnel, notamment les caractéristiques du système de retraite, modifie les conditions du choix intertemporel.

La comparaison des incidences redistributives des différents systèmes de retraite doit donc nécessairement s'appuyer sur un modèle de cycle de vie qui fait explicitement l'hypothèse d'une durée de vie incertaine. C'est ce que nous allons faire dans ce papier en veillant à respecter les propriétés suivantes :

1. Nous partirons d'un modèle de cycle de vie à deux périodes avec durée de vie incertaine, ce qui permet de disposer d'un cadre d'analyse techniquement très simple tout en préservant les résultats fondamentaux de Yaari [1965].

2. Nous prendrons en compte la contrainte de liquidité des consommateurs¹. Celle-ci nous permettra d'exprimer la condition d'existence d'une capacité d'épargne résiduelle.

3. Les effets redistributifs du système de retraite seront étudiés dans le cadre d'un modèle à générations imbriquées, qui nous permettra de spécifier correctement les contraintes budgétaires des systèmes de retraite ainsi

1. Lorsque la durée de vie est incertaine, il est impossible, en première analyse, d'avoir un endettement de cycle de vie. En droit, les légataires ont toujours la possibilité de refuser l'héritage, ce qui sera évidemment le cas lorsque ce dernier est négatif. Les banques intègrent cette éventualité et refusent de prêter. Le cas où il existe un système d'assurance décès pour les prêts, c'est à dire où le taux d'intérêt est majoré pour tenir compte de l'incertitude sur la durée de vie, correspond au modèle de la troisième section de cet article lorsque les agents désirent malgré tout s'endetter. Dans la proposition E2 nous montrerons qu'en général les agents ne désirent pas s'endetter à de tels taux.

que les règles de dévolution des héritages involontaires qui apparaissent mécaniquement dès lors que la durée de vie est incertaine.

4. Les incidences redistributives seront étudiées à travers les transferts monétaires espérés au cours du cycle de vie, mais nous mettrons également en avant les distorsions en termes de bien-être liées au couple retraite par répartition/contraainte de liquidité.

5. Nous nous limiterons à l'étude d'un système de retraite dans lequel cotisation et pensions sont indexées sur le salaire brut d'activité. Ce système dit « bismarckien » correspond en première analyse aux caractéristiques du système de retraite français.

Nous développerons notre argumentation en trois parties. Nous commencerons par l'étude de l'articulation entre *retraite par répartition et choix intertemporel avec durée de vie incertaine* (1), puis nous étudierons les conséquences de *l'équilibre des caisses de retraite par répartition sur la redistribution intra-générationnelle* (2) et enfin nous étudierons les propriétés d'un *système de retraite mixte incluant des éléments de capitalisation* (3).

1. Retraite par répartition et choix intertemporel avec durée de vie incertaine

a) Le modèle de base

Nous étudions le choix intertemporel d'un agent appartenant à une classe de risque (indicée i), dont la durée de vie maximale est de deux périodes, mais qui n'a qu'une probabilité p_i de vivre la deuxième période. Remarquons que l'espérance de vie de l'agent est donc $(1 + p_i)$. L'agent travaille en première période et reçoit un salaire brut w_i , dont une fraction $(1 - \alpha)$ est cotisée. En seconde période, il ne travaille pas et perçoit une retraite d'un montant βw_i . L'agent détermine ses consommations de première période, c_i , et de seconde période, d_i , qui maximisent son espérance d'utilité sous contrainte budgétaire intertemporelle. Nous supposons que la fonction d'utilité est intertemporellement séparable et que l'individu n'a pas de préférence pure pour le présent. Facteur d'escompte psychologique et probabilité de survie sont alors équivalents. Compte tenu de sa probabilité de mourir, il est soumis à une contrainte de liquidité, c'est à dire qu'il ne peut pas s'endetter. Du fait de l'incertitude sur la durée de vie, l'agent est susceptible de recevoir un héritage accidentel, b_i . Le programme de l'agent est donc le suivant :

Fonction d'utilité

$$EU(c_i, d_i) = u(c_i) + p_i u(d_i) \quad [1]$$

Contrainte budgétaire

$$c_i + \frac{d_i}{1+r} = \alpha w_i + b_i + \frac{\beta w_i}{1+r} \quad [2]$$

Contrainte de liquidité

$$\alpha w_i + b_i \geq c_i \quad [3]$$

Le lagrangien généralisé de ce programme s'écrit donc :

$$L(c_i, d_i, \lambda_i, \mu_i) = u(c_i) + p_i u(d_i) + \lambda_i \left[\alpha w_i + b_i + \frac{\beta w_i}{1+r} - c_i - \frac{d_i}{1+r} \right] + \mu [\alpha w_i + b_i - c_i]$$

Les conditions du premier ordre nous donnent :

$$\begin{aligned} \frac{\partial L(c_i, d_i, \lambda_i, \mu_i)}{\partial c_i} = 0 &\Rightarrow u'(c_i) = \lambda_i + \mu_i \\ \frac{\partial L(c_i, d_i, \lambda_i, \mu_i)}{\partial d_i} = 0 &\Rightarrow p_i u'(d_i) = \frac{\lambda_i}{1+r} \\ \mu &\geq 0 \end{aligned}$$

et donc quand

$$\mu > 0, \quad u'(c_i) - p_i(1+r)u'(d_i) = \mu_i \quad [4]$$

et quand

$$\mu = 0, \quad \frac{u'(c_i)}{u'(d_i)} = p_i(1+r) \quad [5]$$

Nous retrouvons le résultat de base de la théorie du choix intertemporel. L'individu va lisser sa consommation au cours de son cycle de vie de telle sorte que le taux marginal de substitution intertemporelle tend à égaler le facteur d'escompte économique (équation (5)). La prise en compte de la contrainte de liquidité peut néanmoins empêcher l'individu d'aller jusqu'au bout de ce processus. Lorsque le profil de consommation désiré par l'individu a une pente inférieure à la pente du profil de rémunération intertemporel, c'est à dire lorsque la consommation désirée de deuxième période est inférieure au revenu net de deuxième période, l'individu souhaiterait s'endetter en première période. La contrainte de liquidité l'en empêche. Le multiplicateur de Kuhn et Tucker associé à la contrainte de liquidité s'interprète donc comme la perte d'utilité marginale associée à la contrainte de liquidité (équation (4)).

Dans la suite du papier nous supposerons que la fonction d'utilité est Log^2 .

2. Les propositions obtenues dans le papier découlent essentiellement de la présence ou non de la probabilité de survie dans les équations d'Euler (5) et (24), ainsi que de la contrainte budgétaire du système de retraite par répartition (15). Elles ne dépendent pas de

Quand la contrainte de liquidité n'est pas saturée, on a :

$$\mu = 0 \quad \text{et} \quad d_i = (1 + r) c_i p_i \quad [6]$$

En introduisant (6) dans la contrainte budgétaire, on obtient :

$$c_i = \frac{1}{1 + p_i} \left[\alpha_i w_i + b_i + \frac{\beta w_i}{1 + r} \right] \quad [7]$$

La consommation de première période est une fonction croissante de la richesse potentielle, c'est-à-dire de la valeur actualisée du profil de rémunération d'un individu destiné à survivre. Elle décroît en revanche avec l'espérance de vie. L'épargne va donc être une fonction croissante de l'espérance de vie.

Quand la contrainte de liquidité est saturée, on a :

$$\begin{aligned} \mu > 0, \quad c_i &= \alpha w_i + b \\ \text{et} \quad d_i &= \beta w_i \end{aligned} \quad [9]$$

L'équilibre est alors dit « autarcique ». La consommation de chaque période est égale au revenu de cette période.

b) Règle de dévolution des héritages

Pour boucler le modèle, il nous faut préciser la règle de dévolution des héritages. Pour cela nous faisons deux hypothèses. Premièrement, nous nous situons dans le cadre d'une économie à générations imbriquées à l'équilibre stationnaire. Le salaire, le taux d'intérêt et l'héritage moyen se renouvellent à l'identique de période en période. Deuxièmement, les héritages sont répartis également entre tous les individus d'une même classe de risque. Cela signifie que l'épargne réalisée par les individus de la classe de risque i de la génération t qui décèdent à la fin de la première période est répartie également entre tous les individus de la classe de risque i de la génération t . L'incertitude sur la durée de vie implique donc un transfert intergénérationnel descendant sous la forme d'un héritage involontaire. Ce principe de péréquation de tous les héritages permet de simplifier le problème de la distribution endogène de la richesse lié à l'héritage accidentel. En effet, dans un modèle dynastique, l'héritage dépend de la date de décès et de la richesse des parents, laquelle dépend elle-même du montant de l'héritage qu'ils ont reçu, c'est à dire de la date de décès des grands-parents et de leur richesse, etc. Dans notre modèle, l'héritage ne dépend que de la richesse des parents et de la probabilité de survie des parents. Elle dépend donc des caractéristiques de la variable aléatoire « durée de vie des parents » et non plus de sa réalisation. Cette hypothèse simplificatrice risque-t-elle d'altérer la nature de nos conclusions concernant les transferts intra-

l'hypothèse d'une fonction Log, qui n'est faite que par souci de commodité et de lisibilité. Les lecteurs intéressés par les aspects techniques de la statique comparative du modèle de choix intertemporel avec durée de vie incertaine dans le cas général pourront se référer à Drouhin [2000].

générationnels ? La réponse est non, puisque la péréquation se faisant au niveau de chaque classe de risque, elle n'implique aucun transfert entre classes de risque.

L'équilibre emploi ressource du système d'héritage est donc le suivant :

$$(1 - p_i) (\alpha w_i + b_i - c_i) \gamma_i N_{t-1} = b_i \gamma_i N_t \quad [10]$$

avec N_t , la taille de la génération t ,

γ_i , la part de la classe de risque i dans la population totale.

La population est supposée croître au taux constant n .

On en déduit :

$$b_i = \frac{1 - p_i}{n + p_i} (\alpha_i w_i - c_i) \quad [11]$$

L'héritage est proportionnel au montant épargné. Le facteur de proportionnalité est décroissant avec l'espérance de vie. Mais il ne faut pas en déduire que l'héritage lui-même décroît avec l'espérance de vie, car, bien entendu, l'épargne va dépendre positivement de celle-ci.

Pour les classes de risque qui ne saturent pas la contrainte de liquidité, en substituant (11) dans (7), on obtient la consommation en fonction du revenu, du taux d'intérêt et des caractéristiques institutionnelles du système de retraite :

$$c_i = \alpha w_i \frac{1 + \frac{\beta}{\alpha} \frac{1}{1+r} + \frac{1 - p_i}{n + p_i}}{1 + p_i + \frac{1 - p_i}{n + p_i}} \quad [12]$$

Pour les classes de risque qui saturent leur contrainte de liquidité, on a :

$$b_i = 0 \quad \text{et} \quad c_i = \alpha w_i$$

L'héritage accidentel est nul pour ces classes de risque. La consommation à chaque période est égale au revenu net du travail.

c) Condition d'existence d'une épargne résiduelle

Nous pouvons maintenant dériver la condition formelle qui indique si les agents vont avoir ou non une épargne résiduelle ($s_i > 0$), c'est-à-dire si leur contrainte de liquidité va être saturée ou non.

En utilisant (12), on peut alors calculer, l'épargne pour chaque classe de risque qui dispose d'une épargne résiduelle. On obtient :

$$s_i = \alpha w_i \frac{1 + n}{n + p_i} \frac{p_i - \frac{\beta}{\alpha} \frac{1}{1+r}}{1 + p_i + \frac{1 - p_i}{1+n}} \quad [13]$$

On voit alors que :

$$s_i > 0 \Leftrightarrow p_i > \frac{\beta}{\alpha} \frac{1}{1+r}$$

La probabilité de survie doit être supérieure à la valeur actuelle du taux de remplacement. Remarquons que le fait de ne pas avoir de capacité d'épargne résiduelle ne dépend que des caractéristiques du système de retraite et de la probabilité de survie.

On peut définir la probabilité de survie critique du point de vue de l'épargne résiduelle :

$$\bar{p} = \frac{\beta}{\alpha} \frac{1}{1+r} \quad [14]$$

Proposition A1 : *Dans un système de retraite par répartition les classes de risque qui ont la plus faible espérance de vie n'ont pas de capacité d'épargne résiduelle.*

A2 : *Plus le taux de remplacement du système de retraite par répartition est élevé, plus une fraction importante de la population se trouve exclue de l'épargne et subit une perte de bien-être.*

Toutes ces propositions découlent directement de l'équation (14). Ce qui est mis en évidence ici, c'est que le système de retraite par répartition a une incidence différente sur les individus en fonction de leur probabilité de survie et qu'il pénalise les individus à faible espérance de vie. Cela remet en cause un présupposé trop souvent mis au crédit du système de retraite par répartition, à savoir son principe égalitaire. L'existence d'une inégalité face à la mort entraîne des arbitrages consommation/épargne qui varient d'un individu à l'autre. Le système de retraite par répartition pur, en imposant une même structure de revenu différé à des individus qui ont des profils de consommation désirées différents, risque au contraire d'amplifier les inégalités face à la mort. Ce dernier point peut également être mis en évidence à travers l'équilibre comptable des caisses de retraite.

2. Équilibre des caisses de retraite par répartition et redistribution intra-générationnelle.

a) Équilibre emploi ressource de la caisse de retraite

Dans un système de retraite par répartition pur, à chaque période, le montant des cotisations versées est égal au montant des pensions majoré des frais de gestion des caisses de retraite. En supposant que ces derniers sont nuls, nous pouvons écrire :

$$\sum_i \gamma_i N_t (1 - \alpha) w_i = \sum_i p_i \gamma_i N_{t-1} \beta w_i$$

qui peut se réécrire :

$$\sum_i \gamma_i w_i \left[1 - \alpha - \beta \frac{p_i}{1+n} \right] = \sum_i C_i = 0 \quad [15]$$

Cette équation permet de caractériser les valeurs réalisables pour α et β . Puisqu'il s'agit d'une équation linéaire à deux inconnues, elle admet une infinité de solutions qui vérifient toutes :

$$\frac{1-\alpha}{\beta} = \frac{\sum_i \gamma_i p_i w_i}{\sum_i \gamma_i w_i} \frac{1}{1+n} < 1 \quad [16]$$

La contrainte budgétaire du système de retraite est donc insuffisante pour déterminer à elle seule les paramètres du système de retraite. Ainsi, toute modification des variables démographiques, impose de modifier les paramètres du système de retraite, mais elle ne suffit pas pour déterminer parmi l'infinité des systèmes réalisables celui qui sera au final jugé souhaitable. La prise en compte de l'équilibre emploi-ressource de la caisse de retraite contraint le choix collectif, mais elle ne peut en aucun cas se substituer à lui.

L'équation (15) a une interprétation importante en termes de redistribution intra-générationnelle. Elle indique en effet que la somme des contributions nettes des différentes classes de risque au système de retraite par répartition doit être égale à 0. Le terme entre crochets traduit la valeur espérée, pour un individu de la classe i , de sa contribution, actualisée au taux n , exprimée en pourcentage du salaire. Si ce facteur est positif, cela signifie qu'au cours de sa vie il va, en espérance, payer plus qu'il ne va recevoir. Il apparaît immédiatement que, pour un système de retraite donné, c'est l'espérance de vie et non le niveau de salaire qui donne le signe de la contribution nette. On peut même calculer une probabilité de survie critique au-delà de laquelle les individus sont bénéficiaires nets du système :

$$1 - \alpha - \beta \frac{p_i}{1+n} < 0 \Leftrightarrow p_i > \bar{p} = \frac{1-\alpha}{\beta} (1+n) = \frac{\sum_i \gamma_i p_i w_i}{\sum_i \gamma_i w_i} \quad [17]$$

Si le système de retraite concerne au moins deux classes de risques avec des probabilités de survie différentes, on peut en déduire les propositions suivantes :

Proposition B1 : *Le fait qu'une classe de risque soit contributrice nette au système de retraite par répartition ne dépend pas de son niveau de salaire.*

B2 : *La contribution nette d'une classe de risque en proportion de son salaire brut est d'autant plus forte que son espérance de vie est faible.*

B3 : *Quelle que soit l'intensité du système de retraite par répartition (i.e. les paramètres α et β), la classe qui a l'espérance de vie la plus élevée sera*

toujours bénéficiaire nette et celle qui a l'espérance de vie la plus faible sera toujours contributrice nette.

La démonstration est évidente dès lors que l'on remarque que :

$$(15) \Rightarrow \bar{p} \in [\min(p_i), \max(p_i)]$$

La prise en compte de l'inégalité face à la mort est donc bien le déterminant premier des transferts intragénérationnels liés au système de retraite. Examinons maintenant l'effet redistributif par rapport au salaire.

b) Redistribution et niveau de salaire

Comment varie la redistribution lorsque le salaire varie ? Nous allons maintenant montrer que l'effet du salaire sur la contribution individuelle au système de retraite par répartition dépend, elle aussi, de la probabilité de survie. Pour cela il nous faut examiner plus finement la relation entre probabilité de survie et montant des salaires. En première analyse, on peut remarquer que la durée de vie est corrélée avec le niveau de salaire, mais imparfaitement. Plutôt que d'explicitier directement cette hypothèse, nous préférons examiner deux cas polaires. Un premier cas où nous allons considérer que salaire et espérance de vie sont totalement indépendants. Un second cas, où nous allons considérer que la probabilité de survie est une fonction croissante du niveau de salaire.

Dans le premier cas, nous considérons que pour une probabilité de survie donnée, il existe un continuum de salaires différents. L'effet redistributif se mesure par l'effet d'une variation du salaire sur la contribution nette d'une classe de risque, toutes choses égales par ailleurs :

$$\frac{dC_i}{dw_i} = 1 - \alpha - \beta \frac{p_i}{1+n} \quad [18]$$

Ce qui nous amène à formuler les propositions suivantes :

Proposition C1 : *Pour les individus à faible espérance de vie la contribution au système de retraite est une fonction croissante du salaire.*

C2 : *Pour les individus à forte espérance de vie la contribution au système est une fonction décroissante du salaire.*

Nous voyons, là encore, que l'effet du salaire sur la redistribution ne se fait dans le sens désiré que pour les individus qui ont une faible espérance de vie. Quand on a une faible espérance de vie, plus on gagne, plus on contribue. Le système par répartition semble en revanche très favorable pour les individus qui ont la double chance d'une espérance de vie longue et d'un salaire élevé. L'interprétation de ce résultat est très simple : dans un système de retraite de type bismarckien dans lequel la caisse de retraite assure un revenu de remplacement calculé comme une fraction du salaire, l'augmentation de ce dernier augmente aussi bien les cotisations que les pensions. Ce sont donc finalement les durées espérées des périodes où l'on cotise et où l'on perçoit une pension qui sont déterminantes. L'augmentation du salaire ne fait qu'amplifier l'effet de l'espérance de vie : négatif pour

les individus à faible probabilité de survie, positif pour les individus à forte probabilité de survie.

Que se passe-t-il lorsque la probabilité de survie dépend positivement du niveau de salaire ?

Nous posons :

$$p_i = p(w_i) \text{ avec } p'(\cdot) > 0$$

Nous avons alors :

$$\frac{dC_i}{dw_i} = 1 - \alpha - \beta \frac{p_i}{1+n} - \beta w_i \frac{p'(w_i)}{1+n} \quad [19]$$

La dépendance positive entre salaire et espérance de vie renforce l'effet anti-redistributif du système de retraite par répartition et cela quelle que soit la probabilité de survie.

c) Comment corriger le système ?

A ce stade de notre raisonnement nous avons montré deux choses. En présence d'une inégalité face à la mort, le système de retraite par répartition implique un transfert de ressources des groupes à faible espérance de vie vers les groupes à forte espérance de vie. Ce transfert de ressources diminue la richesse et donc *in fine* le bien-être des groupes à faible espérance de vie. A cette perte de bien-être liée aux transferts intragénérationnels est susceptible de s'ajouter une deuxième, liée à la contrainte de liquidité. En effet, un taux de remplacement trop élevé sature la contrainte de liquidité des faibles espérances de vie et les empêche d'égaliser l'utilité marginale de leur consommation à toutes les périodes. Peut-on améliorer le système ?

Comme les transferts entre classes de risque sont liés au caractère centralisé du système de retraite, une solution envisageable consisterait à isoler chaque classe de risque au sein d'un système de retraite spécifique. En utilisant le langage de la théorie de l'assurance, il convient de mieux séparer les risques, les taux de cotisations et de pensions devenant alors spécifiques à chaque classe de risque. La contrainte budgétaire (16) nous donne :

$$p_i = \frac{1 - \alpha_i}{\beta_i} (1 + n) \quad [20]$$

Pour éviter le problème du repas gratuit, nous imposons que le taux de pension reste inchangé (i. e. $\beta_i = \beta$). La réforme va alors avoir un effet différencié selon que les agents étaient ou non pénalisés par le système de retraite centralisé. En effet :

$$p_i = \frac{1 - \alpha_i}{\beta} (1 + n) < \bar{p} = \frac{1 - \alpha}{\beta} (1 + n) \Rightarrow \alpha_i < \alpha \quad [21]$$

On peut en déduire la proposition suivante :

Proposition D1 : Une réforme du système de retraite par répartition conduisant à traiter séparément les différentes classes de risque tout en

maintenant le taux de pension inchangé, supprimera les transferts intragénérationnels entre classes de risque. Elle entraînera une diminution des cotisations des classes de risque à faible espérance de vie, et une augmentation des cotisations des classes de risque à espérance de vie élevée.

Il faut cependant remarquer que cette proposition est rendue possible par le caractère stationnaire de la structure démographique dans notre modèle *i.e.* le taux de croissance de la population est le même pour chacune des classes de risque. Dans le monde réel, certaines classes de risque sont amenées à disparaître alors que d'autres se développent. Pour pallier cet inconvénient, il a été mis en place un principe de solidarité entre les régimes qui de fait interdit de séparer totalement les risques.

Remarquons également que dans certains cas les transferts entre classes de risques peuvent être considérés comme souhaitables s'ils compensent une inégalité qui existerait par ailleurs. Par exemple, on pourrait considérer que les femmes qui ont une espérance de vie plus élevée seraient ainsi compensées du fait qu'elles perçoivent, à qualification égale, un salaire inférieur à celui des hommes.

En considérant l'équation (14), il apparaît que le nombre de personnes susceptibles d'être soumises à la contrainte de liquidité, ne peut que diminuer quand le taux de cotisations des groupes à faible espérance de vie diminue. Toutefois rien ne garantit qu'il ne restera pas de classes de risques contraintes, notamment si le taux de pension initial est élevé : la séparation des risques ne supprime pas la seconde perte potentielle de bien-être, celle liée à la contrainte de liquidité. Nous allons voir que l'introduction d'éléments de capitalisation dans le système est susceptible de modifier cette situation.

3. Système de retraite mixte avec éléments de capitalisation

Nous allons maintenant supposer que, à côté du système de retraite par répartition, les individus peuvent souscrire à un système de retraite par capitalisation qui a les mêmes caractéristiques qu'un système de rentes viagères. Nous supposons que ce système est facultatif et que les agents sont libres du montant qu'ils vont investir dans le système.

Dans un système de retraite par capitalisation les cotisations sont placées sous la forme du même actif support que l'épargne, mais seuls les survivants se répartissent l'épargne et les intérêts. On peut donc en déduire que le rendement d'une cotisation au fonds de pension est :

$$1 + R = \frac{1 + r}{p_i} \quad [22]$$

Ainsi, en présence d'une incertitude sur la durée de vie, le rendement de la retraite par capitalisation est toujours supérieur à celui de l'actif support.

La raison en est simple. Dans le système de rentes viagères, les survivants au sein d'une classe de risque bénéficient du fruit du montant qu'ils ont investi, majoré du montant investi par les individus décédés. La capitalisation crée donc un actif contingent dont le rendement est d'autant plus élevé que le risque encouru est important.

Cette différence de rendement implique que, en l'absence d'altruisme intergénérationnel et autres motifs d'héritage volontaire, les agents choisissent de placer la totalité de leur épargne sous forme de rentes viagères.

Ceci a pour conséquence de modifier la contrainte budgétaire à laquelle sont soumis les agents :

$$c_i + p_i \frac{d_i}{1+r} = \alpha w_i + b_i + \frac{p_i \beta w_i}{1+r} \quad [23]$$

De plus, puisque l'épargne stricto-sensu est nulle à partir de la deuxième période suivant l'introduction de la retraite par capitalisation, l'héritage involontaire devient nul à cette période.

Lorsque l'on résout le programme du consommateur sous la nouvelle contrainte budgétaire, on trouve, lorsque la contrainte de liquidité n'est pas saturée :

$$\frac{u'(c_i)}{u'(d_i)} = (1+r) \quad [24]$$

La pente du profil de consommation ne dépend plus du risque subi par les agents. La rente viagère fournit une assurance parfaite.

Si l'on retient comme précédemment une fonction d'utilité Log, on peut calculer la consommation de première période.

$$c_i = \frac{1}{1+p} \left[\alpha_i w_i + \frac{p_i \beta w_i}{1+r} \right] \quad [25]$$

et donc :

$$z_i = \alpha w_i p_i \frac{1 - \frac{\beta}{\alpha} \frac{1}{1+r}}{1+p_i} \quad [26]$$

A quelle condition les agents disposent-ils d'une capacité d'épargne résiduelle ?

$$z_i \geq 0 \Leftrightarrow 1 \geq \frac{\beta}{\alpha} \frac{1}{1+r}$$

De la même manière que la pente du profil de consommation, cette condition ne dépend plus de p_i . Le système de retraite par répartition détermine la pente du profil de revenu non-financier. En revanche, du fait des propriétés assurancielles du système par capitalisation, la pente du profil de consom-

mation ne dépend plus du risque de survie. Les agents sont donc désormais placés sur un pied d'égalité par rapport à la contrainte de liquidité.

On peut en déduire les propositions suivantes :

Proposition E1 : *Dans un système de retraite mixte, l'existence d'une capacité d'épargne résiduelle est indépendante du revenu et de l'espérance de vie.*

E2 : *Dans un système de retraite par répartition pur, s'il existe au moins une classe de risque qui a une capacité d'épargne, alors l'introduction de fonds de pension à côté du système par répartition existant permet à l'ensemble des classes de risque d'avoir une capacité d'épargne excédentaire.*

Ces deux propositions, s'ajoutant aux précédentes, invalident complètement l'argument habituel concernant le caractère soi-disant injuste de l'introduction d'éléments de capitalisation dans le système de retraite, au prétexte qu'ils ne bénéficieraient qu'aux riches, qui seuls ont une capacité d'épargne résiduelle. L'explicitation de la contrainte de liquidité des agents nous a déjà permis de montrer que c'est essentiellement une probabilité de survie trop faible associée à un taux de remplacement trop élevé qui sature la contrainte de liquidité. L'introduction de la capitalisation, si celle-ci a les caractéristiques d'une rente viagère, permet au contraire de supprimer certaines caractéristiques non-désirables du système de retraite par répartition.

4. Conclusion

En modélisant explicitement l'incertitude sur la durée de vie et les inégalités sociales des individus face à la mort, ce papier permet de faire apparaître dans un cadre théorique simple les propriétés redistributives non souhaitables du système de retraite par répartition. Nous avons montré qu'un système de retraite par répartition centralisé implique un transfert des groupes sociaux à faible espérance de vie vers les groupes sociaux à forte espérance de vie. De plus, lorsque le taux de remplacement est important – ce qui est généralement le cas dans les systèmes de type « bismarckien » dans lesquels cotisations et pensions sont indexés sur le salaire d'activité – le système de retraite par répartition est susceptible d'entraîner une perte de bien-être supplémentaire pour les groupes qui ont une faible probabilité de survie.

La solution de ce problème passe par une séparation des risques. La séparation des risques est souvent présentée comme opposée à la justice sociale, car elle implique que les « mauvais risques » paient plus cher leur assurance. Ainsi, dans le cas de l'assurance maladie, il peut être considéré comme choquant de demander des cotisations plus importantes à des individus qui sont atteints de problèmes de santé graves. Dans ce cas, un principe de solidarité peut être mis en balance avec le principe d'efficacité économique. Quel est le risque dans le cas des systèmes de retraite ? Le risque est celui de vivre vieux. Du point de vue du système de retraite, un « mauvais risque » est un individu qui dispose d'une espérance de vie élevée. Le

principe de solidarité peut-il dès lors être invoqué pour justifier que les « bons risques » (par exemple les ouvriers non-qualifiés) subventionnent les « mauvais risques » (par exemple les professeurs des universités) ? Ce serait sans aucun doute dévoyer le concept...

Nous avons également montré que contrairement à ce qui est souvent avancé, l'introduction d'éléments de capitalisation dans le système de retraite par répartition est susceptible d'améliorer le bien-être des groupes sociaux dont l'espérance de vie est la plus faible. Que l'on nous comprenne bien cependant. Il ne s'agit pas de prendre n'importe quel système d'épargne collective, de lui conférer des avantages fiscaux et de l'intituler « système de retraite par capitalisation » ou « fonds de pension ». Pour que les propriétés que nous avons mises en évidence deviennent effectives, le système de retraite par capitalisation doit avoir les propriétés suivantes :

1. Avoir les caractéristiques d'une rente viagère et ne pas être transférable à ses héritiers.
2. Séparer les risques, de façon à fournir une assurance parfaite par rapport au risque de vie, c'est-à-dire à rendre la pente du profil de consommation indépendante de la probabilité de survie. Cela implique notamment que la création du fonds de réserve pour les retraites par répartition ne peut jouer ce rôle puisqu'il ne préserve que du risque de système et non du risque individuel.
3. Il doit être facultatif, le montant souscrit devant être laissé au choix des agents.

Au niveau où nous nous sommes placés, nous ne pouvons rien dire sur le statut juridique des fonds de pension, en particulier sur leur caractère public ou privé, ainsi que le cadre réglementaire adapté. La réponse à ce problème nécessitant que soit introduit dans le modèle les asymétries d'informations qui ne peuvent manquer d'exister. En effet, si la catégorie socioprofessionnelle, le lieu de résidence et le sexe sont des déterminants facilement observables de la probabilité de survie, il en existe sûrement bien d'autres.

La prise en compte de l'incertitude sur la durée de vie modifie sensiblement les termes du débat sur les propriétés comparées des systèmes de retraite. Elle remet en cause un certain nombre d'idées qui avaient été acquises dans le cadre de modèles en certitude. Les résultats originaux présentés dans ce papier, obtenus dans un cadre relativement simple, l'importance considérable des enjeux en terme d'efficacité et d'équité des systèmes de retraite doit conduire les économistes à explorer plus systématiquement l'impact de l'incertitude sur la durée de vie sur ceux-ci.

References

- ABEL A. B. [1985], "Precautionary Saving and Accidental Bequests", *American Economic Review*, vol. 75, n° 4, p. 777-791.
- ARTUS Patrick et LEGROS Florence [1999], *Le choix du système de retraite*, Economica.

- BELAN Pascal [1997], "Systèmes de retraite et redistribution intragénérationnelle", *Recherches économiques de Louvain*, vol. 63, n° 1, p. 57-78.
- DIAMOND P. A. [1965], "National Debt in a Neo-classical Growth Model", *American Economic Review*, vol. 55, n° 5, p. 1126-1150.
- DESPLANQUES Guy [1993], "L'inégalité sociale devant la mort", *Données sociales*, INSEE, 1993, p. 251-258.
- DROUHIN Nicolas [1997], "Système de retraite et accumulation du capital: un modèle de générations imbriquées avec durée de vie incertaine", *Recherches économiques de Louvain*, vol. 63, n° 2.
- DROUHIN Nicolas [2000], "Statique comparative du modèle de choix intertemporel avec durée de vie incertaine: le cas discret", *Notes de Recherche du GRID*, n° 00-20.
- KARNI Edi et ZILCHA I. [1989], "Aggregate and Distributional Effects of Fair Social Security", *Journal of Public Economics*, vol. 40, n° 1, p. 37-56.
- MESRINES Annie [1999], "Les différences de mortalité par milieu social restent fortes", *Données sociales*, INSEE, p. 228-235.
- LEGROS Florence [1994], "Caractère redistributif des systèmes de retraite", *Revue économique*, vol. 47, n° 4, p. 805-817.
- RICAN Stéphane et SALEM Gérard [1999], "Les disparités spatiales de mortalité des adultes en âge d'activité", *Données sociales*, INSEE, p. 236-242.
- SALEM Gérard, RICAN Stéphane et JOUGLA Eric [2000], *Atlas de la santé en France. Volume 1 - Les causes de décès*. John Libbey Eurotext.
- SAMUELSON Paul A. [1958], "An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money". *Journal of Political Economy*, vol. 56, 6 (dec.), p. 467-482.
- SAMUELSON Paul A. [1975], "Optimum Social Security in a Life Cycle Growth Model", *International Economic Review*, vol. 16, n° 3 (Oct.). p. 539-544.
- YAARI M. E. [1965], "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, vol. 32, April 1965, p. 137-150.