



**HAL**  
open science

# Effets redistributifs des réformes des retraites selon le revenu: une prise en compte des carrières incomplètes et des éligibles au minimum vieillesse

Frédéric Gonand

► **To cite this version:**

Frédéric Gonand. Effets redistributifs des réformes des retraites selon le revenu: une prise en compte des carrières incomplètes et des éligibles au minimum vieillesse. 2006. hal-00243041

**HAL Id: hal-00243041**

**<https://hal.science/hal-00243041>**

Preprint submitted on 6 Feb 2008

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



ÉCOLE POLYTECHNIQUE

CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE



Effets redistributifs des réformes des retraites selon le  
revenu: une prise en compte des carrières incomplètes et  
des éligibles au minimum vieillesse

Frédéric Gonand

*Novembre 2006*

Cahier n° 2006-012

LABORATOIRE D'ECONOMETRIE

1 rue Descartes F-75005 Paris

(33) 1 55558215

<http://ceco.polytechnique.fr/>

<mailto:lyza.racon@shs.poly.polytechnique.fr>

## Effets redistributifs des réformes des retraites selon le revenu: une prise en compte des carrières incomplètes et des éligibles au minimum vieillesse

Frédéric Gonand<sup>1</sup>

Novembre 2006

### Cahier n° 2006-012

**Résumé:** Cet article s'intéresse aux effets de redistribution intra-générationnelle de différentes réformes des retraites par répartition, avec une attention particulière aux bas revenus (smicards, carrières incomplètes, éligibles au minimum vieillesse). Dans un modèle analytique avec simulations numériques sur données réelles, 4 réformes-types sont envisagées: hausse des cotisations sociales avec âge de la retraite inchangé, baisse du taux de remplacement avec âge de la retraite inchangé, augmentation de l'âge de la retraite avec hausse complémentaire limitée des cotisations sociales, augmentation de l'âge de la retraite avec baisse complémentaire limitée du taux de remplacement. Dans les deux derniers scénarios, l'augmentation de l'âge de la retraite permet de stabiliser le rapport (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte de hausse de l'espérance de vie. Les principaux résultats de cet exercice sont: a) une réforme augmentant l'âge de la retraite et stabilisant le rapport (durée de retraite / durée d'activité) n'a aucun effet distorsif, alors qu'une hausse des cotisations sociales avec âge de la retraite inchangé a des effets distorsifs significatifs, en particulier pour l'offre de travail des éligibles au minimum vieillesse; b) pour tous les individus, les réformes avec augmentation de l'âge de la retraite, sous la condition mentionnée supra, pèsent moins sur le bien-être intertemporel des ménages que les réformes qui ne modifient pas l'âge de la retraite; c) en particulier, une hausse de l'âge de la retraite pèse sensiblement moins sur le bien-être des individus à carrière incomplète qu'une hausse des cotisations sociales avec âge de la retraite inchangé; d) aucune des deux réformes envisagées qui modifient l'âge de la retraite (avec hausse complémentaire des cotisations sociales ou baisse complémentaire du taux de remplacement) n'est pareto-améliorante par rapport à l'autre s'il est tenu compte de l'existence d'agents à carrières incomplètes.

#### **Abstract:**

**Mots clés :** Retraites par répartition, âge de la retraite, effets distorsifs, carrières incomplètes, minimum vieillesse, bien-être intertemporel.

**Key Words :** Pro-cyclical fiscal policy - Fiscal impulse - Automatic stabilizers.

**Classification JEL:** D60, H55, J26.

---

<sup>1</sup> Laboratoire d'économétrie de l'École Polytechnique (X / CNRS), Paris. frederic.gonand@shs.polytechnique.fr . Je remercie Pierre Pestieau, Didier Blanchet, Philippe Mongin, Florence Legros, Bertrand Wigniolle et David de la Croix pour leur relecture attentive et leurs nombreux conseils qui ont permis d'améliorer sensiblement ce travail. Toute erreur ou imperfection m'est imputable.

L'impact économique du vieillissement est défavorable dans la mesure où il génère des problèmes de financement des régimes de retraites par répartition.<sup>1</sup> Du point des individus cependant, la composante du vieillissement démographique liée à l'allongement de l'espérance de vie se traduit par un gain en bien-être direct car elle permet aux ménages de bénéficier d'une pension de retraite pendant une durée plus longue.

La question se pose donc de l'effet net sur le bien-être des individus de ces deux mécanismes liés au vieillissement. Cet effet net dépend naturellement du type de réforme des retraites par répartition mis en oeuvre par les pouvoirs publics. Il dépend aussi de l'âge des ménages à la date de mise en oeuvre d'une réforme (Gonand, 2007).

Il dépend aussi du niveau de revenu des individus et ce lien constitue l'objet de ce travail. Cet article s'intéresse aux effets de redistribution intra-générationnelle des réformes des retraites et plus particulièrement à leurs conséquences sur le bien-être des bas revenus, qu'il s'agisse d'agents rémunérés au SMIC ou d'individus à carrière incomplète, éventuellement éligibles à un dispositif de type "minimum vieillesse".

Une telle étude peut utilement recourir à un modèle en équilibre partiel. L'hypothèse selon laquelle les individus appartenant à une même cohorte sont homogènes selon le revenu, retenue de façon standard dans les modèles en équilibre général à générations imbriquées (Cournède et Gonand, 2006), fait obstacle à une analyse des effets de redistribution intra-générationnelle. De fait, la prise en compte de différences de productivité et de revenu au sein d'une cohorte ajoute une dimension supplémentaire à l'espace des variables de ces modèles, rendant leur résolution plus complexe pour un impact sur leur dynamique macroéconomique limité sauf à supposer une déformation très sensible mais peu probable de la distribution des salaires au sein des cohortes au cours du temps.

Le modèle en équilibre partiel présenté ici répartit la population en trois classes d'âge - actifs jeunes, actifs âgés et retraités. Au sein de chacune des deux sous-populations actives, la productivité et les salaires sont hétérogènes et définissent, avec l'âge, les paramètres du régime de retraite et l'espérance de vie, des niveaux optimaux de consommation et d'offre de travail différents selon le niveau de revenu. Le modèle prend en compte la possibilité d'avoir une carrière incomplète pouvant, le cas échéant, rendre éligible à un mécanisme de type "minimum vieillesse". L'âge de départ à la retraite constitue un paramètre exogène dont la valeur est fixée par les pouvoirs publics (à la différence de Cremer et Pestieau (2003) qui l'endogénéisent). Les simulations numériques effectuées notamment sur l'élasticité des comportements optimaux au taux de cotisations sociales montrent que le modèle possède de bonnes propriétés numériques, cohérentes avec les ordres de grandeur standards fournis en la matière par la littérature économétrique (Nickell, 2004).

Quatre réforme-types du régime de retraite par répartition utilisé dans le modèle sont envisagées:

- une hausse sensible du taux de cotisations sociales avec âge de départ en retraite inchangé
- une baisse sensible du taux de remplacement avec âge de départ en retraite inchangé
- une augmentation de l'âge de départ à la retraite avec hausse complémentaire du taux de

---

<sup>1</sup>Laboratoire d'économétrie de l'École Polytechnique (X / CNRS), Paris. frederic.gonand@shs.polytechnique.fr  
Je remercie Pierre Pestieau, Didier Blanchet, Philippe Mongin, Florence Legros, Bertrand Wigniolle et David de la Croix pour leur relecture attentive et leurs nombreux conseils qui ont permis d'améliorer sensiblement ce travail. Toute erreur ou imperfection m'est imputable.

cotisations sociales

- une augmentation de l'âge de départ à la retraite avec baisse complémentaire du taux de remplacement

Dans les deux derniers scénarios, l'augmentation de l'âge de départ à la retraite est telle que le rapport (durée de retraite / durée d'activité) pour un individu moyen demeure constant, dans le contexte d'augmentation de l'espérance de vie. L'ajustement complémentaire du taux de cotisations sociales ou du taux de remplacement permet d'obtenir le maintien du régime à l'équilibre.

Pour tous les individus et dans tous les scénarios, l'augmentation de l'espérance de vie exerce toutes choses égales par ailleurs un effet favorable sur le bien-être (matériel) intertemporel, parce qu'elle se traduit par un allongement de la durée de retraite pendant laquelle l'individu reçoit une pension et donc une augmentation du revenu permanent et de la consommation.

Chaque type de réforme se traduit en revanche par des coûts directs en bien-être pour les individus, soit sous forme de cotisations sociales plus élevées, soit sous forme de pensions plus faibles, soit sous forme d'un coût en bien-être lié à l'allongement de la durée d'activité. A ces effets directs s'ajoutent d'éventuels effets distorsifs sur l'offre de travail associés aux modifications de paramètres du régime de retraite. Ces éventuelles modifications de comportements optimaux des ménages influencent aussi le taux d'épargne et par conséquent les revenus d'intérêts.

L'intensité de tous ces mécanismes est susceptible de varier en fonction du niveau de salaire horaire et de l'âge d'un individu.

La finalité du modèle est de mesurer l'effet net sur le bien-être de l'ensemble de ces mécanismes dans un cadre cohérent et de les comparer selon les réformes des retraites par répartition, avec une attention particulière pour les bas revenus (carrières incomplètes, éventuellement éligibles au minimum vieillesse).

A cette fin, l'analyse procède en deux temps.

Dans un premier temps, les élasticités de la consommation et de l'offre de travail des ménages au taux de cotisations sociales, au taux de remplacement ou à l'âge de départ à la retraite sont calculées, toutes choses égales par ailleurs. Ce calcul permet de mesurer notamment les effets distorsifs des réformes des retraites en fonction du niveau de revenu, et, incidemment, de s'assurer des bonnes propriétés numériques du modèle.

Dans un second temps, on calcule l'effet sur le bien-être intertemporel des ménages des 4 réformes des retraites décrites *supra*, selon le niveau de revenu, avec une attention particulière aux bas revenus (smicards et carrières incomplètes, éventuellement éligibles au minimum vieillesse). Ces effets sont aussi calculés selon l'âge du ménage, ce qui permet une comparaison intéressante avec les résultats obtenus en la matière dans les modèles d'équilibre général (Gonand, 2006).

Ce travail aboutit principalement aux résultats suivants:

- une réforme augmentant l'âge de départ à la retraite de façon à maintenir constant le rapport (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie ne se traduit par aucun effet distorsif sur les comportements optimaux des ménages. En effet, elle ne modifie pas leur revenu permanent, toutes choses égales par ailleurs. Parmi les 4 réformes envisagées dans ce travail, les effets distorsifs les plus importants sont obtenus en cas de hausse du taux de cotisations sociales sans modification de l'âge de départ à la retraite. En particulier, une hausse du taux de cotisations sociales à âge de départ à la retraite inchangé pèse relativement plus

sur l'offre de travail des individus éligibles au minimum vieillesse.

- pour tous les individus, les réformes avec augmentation de l'âge de la retraite, sous la condition mentionnée *supra*, pèsent significativement moins sur le bien-être que les réformes ne modifiant pas l'âge de la retraite. Par ailleurs, elles modèrent sensiblement les effets de redistribution intra-générationnelle liés aux modifications des paramètres du régime de retraite.

- en particulier, les réformes avec hausse de l'âge de départ à la retraite pèsent sensiblement moins sur le bien-être des individus à carrière incomplète (éligibles ou non au minimum vieillesse) qu'une augmentation du taux de cotisations sociales maintenant l'âge de la retraite inchangé.

- au sein des réformes avec hausse de l'âge de la retraite (qui incorporent soit une hausse complémentaire du taux de cotisations sociales soit une baisse complémentaire du taux de remplacement), aucune n'est pareto-améliorante dans le modèle avec carrières incomplètes. La prise en compte des bas revenus - agents à carrière incomplète, éventuellement éligibles au minimum vieillesse - est donc susceptible d'infléchir le choix du paramètre d'ajustement complémentaire à la réforme augmentant l'âge de la retraite.

L'article comporte 4 sections. La section I présente le modèle utilisé. La section II compare les effets distorsifs des réformes des retraites selon le niveau de revenu. La section III compare l'impact global sur le bien-être de ces différentes réformes, avec une attention particulière aux bas revenus (smicards, carrières incomplètes). La section IV conclue en rappelant les principaux résultats de ce travail.

## 1 Le modèle

Cette section présente un modèle en équilibre partiel où les ménages définissent leur niveau de consommation et leur offre de travail en fonction de leur niveau de productivité et de revenu, de leur âge, des paramètres d'un régime de retraite par répartition (taux de cotisations sociales, taux de remplacement, âge de départ à la retraite) et de leur espérance de vie moyenne. Dans une première version, le régime de retraite verse des pensions proportionnelles aux salaires reçus et aux cotisations versées (1.1): il est supposé rigoureusement "bismarkien". Une version élargie avec minimum vieillesse est ensuite introduite (1.2) qui permet d'analyser l'effet des réformes des retraites dans le contexte d'un régime mixte, qui n'est plus nécessairement contributif pour l'ensemble des agents, avec une attention particulière pour la situation des bas revenus (carrières incomplètes, éventuellement éligibles au minimum vieillesse).

### 1.1 Le modèle sans minimum vieillesse

#### 1.1.1 Programme des ménages

On considère une population d'individus ( $i$ ) répartis en trois générations correspondant chacune à trois périodes du cycle de vie: les jeunes actifs (indice  $Y$ ), la classe des agents plus âgés qui continuent à travailler ou qui, pour une fraction d'entre eux, partent à la retraite (indice  $M$ ), et le troisième âge supposé intégralement à la retraite (indice  $V$ ).<sup>2</sup> Chaque période est de durée égale

---

<sup>2</sup>Cremer et Pestieau (2003) ne modélisent que deux générations car leur propos n'est pas d'étudier les effets de redistribution intergénérationnelle. Notre modèle introduit une génération intermédiaire de travailleurs âgés,

et normalisée à 1. Les ménages sont actifs pendant la première période et choisissent leur niveau de consommation et leur offre de travail. Pendant la seconde période, les ménages ne travaillent que durant une fraction  $z \leq 1$  définie de façon exogène. Au-delà, ils sont mis d'office à la retraite jusqu'à la fin de la deuxième période (M) et durant toute la troisième période (V). La probabilité moyenne de vivre la troisième période dans sa totalité est notée  $\pi$ , qui constitue ainsi le paramètre lié à l'espérance de vie dans le modèle. Dans ce contexte, la durée de vie active est égale à  $1 + z$  et la durée moyenne de retraite est  $1 - z + \pi$ .

Un individu jeune maximise une fonction d'utilité cardinale intertemporelle  $w_{iY}$  de la forme:

$$w_{iY} = U(c_{iY}) + \frac{U(c_{iM})}{1 + \rho} + \frac{U(c_{iV})}{(1 + \rho)^2} + \alpha V(\ell_{iY}) + \frac{\alpha}{1 + \rho} [zV(\ell_{iM}) + (1 - z)V(0)]$$

où  $c_{iY}$  désigne le niveau de consommation durant la période de jeunesse,  $c_{iM}$  la consommation de ce même individu actif à la deuxième période d'activité et  $c_{iV}$  sa consommation lorsqu'il est retraité. La variable  $\ell_{iY}$  désigne la fraction du temps disponible consacrée au travail par un actif jeune et  $\ell_{iM}$  désigne la fraction du temps disponible consacrée au travail par un actif âgé. Le paramètre  $\rho$  désigne le taux d'escompte psychologique des individus. Le paramètre  $\alpha$  désigne la préférence relative de la consommation par rapport au loisir. Il est supposé identique pour tous les individus actifs.<sup>3</sup>

Le terme  $\frac{\alpha(1-z)V(0)}{1+\rho}$  dans la fonction d'utilité intertemporelle est représentatif du coût en bien-être associé à une augmentation de l'âge de départ à la retraite ( $z$ ). Lorsque l'âge de la retraite exogène  $z$  augmente, la quantité de loisir diminue toutes choses égales par ailleurs. C'est ce dernier effet, en valeur actualisée, qui est mesuré par le terme  $\frac{1}{1+\rho}\alpha(1-z)V(0)$ .

$U$  et  $V$  sont des fonctions d'utilité strictement monotones, croissantes, continûment différentiables sur leurs ensembles de définition respectifs, indépendantes de  $i$  et de la classe d'âge Y, M ou V, et concaves. Suivant Crémer et Pestieau (2003), la fonction d'utilité instantanée utilisée dans ce modèle ( $U(c_{iY}) + \alpha V(\ell_{iY})$ ) est additivement séparable:

- Le modèle en équilibre général du chapitre 3 utilisait une forme non séparable, notamment par souci de comparaison avec les MEGGI développés dans le sillage d'Auerbach et Kotlikoff (1987) et parce qu'une telle spécification de l'utilité présente l'avantage de tenir compte des effets de revenu. Une spécification non séparable soulève en revanche des difficultés spécifiques de résolution du modèle lorsqu'est prise en compte l'existence d'une période de retraite. Ces difficultés peuvent être résolues dans un MEGGI avec un temps de travail exogène par l'utilisation de salaires cachés durant la retraite ou par une spécification rendant possible une résolution en deux temps (cf. section 3.1).

- Certains modèles utilisent une fonction d'utilité instantanée additivement séparable de type log-log (Prescott, 2004) qui simplifie considérablement la résolution du modèle mais soulève d'importants problèmes empiriques. L'utilisation par Prescott (2004) de cette forme d'utilité dans

---

précisément pour analyser ces phénomènes et les comparer à ceux obtenus dans les modèles en équilibre général des chapitres 2 et 3.

<sup>3</sup>Pour un individu à la retraite, le loisir ( $\ell_{iV}$ ) n'est pas une ressource rare et n'est pas substituable à de la consommation. Sa valeur constante ne modifie pas les conditions d'optimalité si la fonction d'utilité instantanée est additivement séparable (ce qui est le cas ici). Il est donc possible de ne pas en tenir compte (cf. Persson et Tabellini, 1999).

un modèle en équilibre partiel se traduit par une valeur très élevée de l'élasticité du temps de travail au taux de taxe (-0.77).<sup>4</sup> Cet ordre de grandeur est considéré par beaucoup comme largement surestimé. Nickell (2004) le considère comme un *outlier* des estimations disponibles. Alesina, Glaser et Sacerdote (2005) la critiquent avec fermeté sur la base d'un *survey* de la littérature économétrique. De fait, une version de travail de notre modèle (non présentée ici) et utilisant la même fonction log-log que Prescott, aboutit à des élasticités du travail sans rapport avec la littérature empirique et très variables selon le niveau de productivité individuelle.

- D'autres modèles en équilibre partiel simulant l'effet de réformes des retraites supposent que la fonction  $U$  est linéaire, essentiellement pour simplifier la résolution du modèle (Persson et Tabellini, 1999). Cette hypothèse de quasi-linéarité des préférences est peu satisfaisante. Elle suggère une absence de saturation des préférences relatives à la consommation.

Le choix de la fonction d'utilité instantanée, additivement séparable et concave mais non log-log, peut utilement prendre en compte certaines spécificités des préférences par rapport au loisir. Lorsque la fraction du temps disponible consacrée au loisir tend vers 1, il est raisonnable de considérer que l'utilité marginale du loisir tend vers 0, soit  $\lim_{\ell_{iY} \rightarrow 1} \frac{dV(\ell_{iY})}{d\ell_{iY}} = 0$ .

Ces considérations sur la spécification de la fonction d'utilité et les simulations numériques qui lui sont associées ont amené à retenir pour la fonction  $V$  une forme quadratique, soit  $V(\ell_{iY}) = -\ell_{iY}^2 + 1$ , et pour  $U$  une fonction logarithme standard:  $U(c_{iY}) = \ln(1 + c_{iY})$ . Ce choix satisfait à l'ensemble des considérations qui précèdent et permet d'obtenir des ordres de grandeurs numériques en phase avec la littérature empirique disponible (cf. *infra*).

Au total, la fonction d'utilité cardinale intertemporelle  $w_{iY}(c_{iY}, c_{iM}, c_{iV}, \ell_{iY}, \ell_{iM})$  maximisée par un jeune peut être écrite:

$$w_{iY} = \ln(1 + c_{iY}) + \alpha [-\ell_{iY}^2 + 1] + \frac{(\ln(1 + c_{iM}) + \alpha z [-\ell_{iM}^2 + 1] + \alpha(1 - z))}{1 + \rho} + \frac{\pi \ln(1 + c_{iV})}{(1 + \rho)^2}$$

Les individus actifs sont soumis à une contrainte temporelle telle que  $\forall i, y_{iY} + \ell_{iY} = 1$ , où  $y_{iY}$  désigne la part du temps disponible consacrée au loisir et  $\ell_{iY}$  la part du temps disponible consacrée au travail.<sup>5</sup> En définissant par  $1 + e^{iY} > 0$  le salaire brut par unité de temps de travail - le salaire horaire par exemple - d'un actif jeune, où  $e^{iY}$  désigne un paramètre de productivité individuelle,

<sup>4</sup>Sur la base de ce résultat, Prescott suggère que l'écart de temps de travail entre les Etats-Unis et les pays européens traduit presque exclusivement un différentiel de taxation des revenus du travail. Ce type de conclusion est assez extrême au sein de la littérature empirique.

<sup>5</sup>La spécification de la contrainte de temps chez Persson et Tabellini (1999) est moins intuitive et rendrait la résolution du modèle plus complexe, en alourdissant sensiblement les notations. Chez ces auteurs, la contrainte temporelle retenue est:  $\forall i \in \{Y \cup M\}, y_i + \ell_i = 1 + e_i$ , où  $y_i$  est un paramètre de loisir,  $\ell_i$  un paramètre d'offre de travail et  $e_i > 0$  est un paramètre individuel représentatif de la productivité. Cette spécification traduit l'"intuition" selon laquelle un individu plus productif dispose d'une dotation en temps ( $1 + e_i$ ) plus grande qu'un individu moins productif. En d'autres termes, l'hypothèse est faite selon laquelle l'unité de temps des individus plus productifs est "plus longue" que l'unité de temps des individus les moins productifs. Cette spécification peu intuitive alourdirait beaucoup (et inutilement) les notations. Avec elle, la fraction du temps disponible consacrée au loisir serait par exemple égale à  $\frac{y_{iY}}{y_{iY} + \ell_{iY}} = \frac{y_{iY}}{1 + e_{iY}}$  pour un jeune et celle consacrée au travail à  $\frac{\ell_{iY}}{y_{iY} + \ell_{iY}} = \frac{\ell_{iY}}{1 + e_{iY}}$ .



le salaire réel brut de prélèvements obligatoires est égal à  $l_{iY} \cdot 1 \cdot (1 + e_{iY}) = l_{iY}(1 + e_{iY})$ .<sup>6</sup> Comptenu des définitions utilisées, le salaire minimum par unité de temps reçu au sein d'une cohorte par l'individu le moins productif ( $e_{iY} = 0$ ) est égal à 1.

L'individu pour lequel  $e_{iY} = 0$  est représentatif du smicard dans le modèle. Un individu tel que  $e_{iY} = 1$  reçoit ainsi un salaire par unité de temps deux fois plus important qu'un smicard.

La contrainte budgétaire intertemporelle des ménages jeunes peut alors être écrite:

$$c_{iY} + \frac{c_{iM}}{1+r} + \frac{\pi c_{iV}}{(1+r)^2} = l_{iY}(1+e_{iY})(1-\tau) + z l_{iM} \frac{(1-\tau)(1+e_{iY})(1+\lambda)}{1+r} + h \mu \frac{[l_{iY}(1+e_{iY}) + z l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)^2}$$

avec  $h = [(1-z)(1+r) + \pi]$  et où  $\tau$  désigne le taux de cotisations sociales obligatoires payés par un individu proportionnellement à ses revenus du travail et finançant le régime de retraite par répartition.<sup>7</sup> Le paramètre  $r$  est un taux de marché à long terme rémunérant l'épargne des ménages, exogène et constant puisque le modèle est en équilibre partiel. Le paramètre  $\lambda > 0$  est associé aux gains de productivité qu'un individu accumule entre sa période de jeunesse et sa deuxième période d'activité. Il est tel que  $(1 + e_{iM}) = (1 + e_{iY})(1 + \lambda)$ . La pension de retraite ( $\sigma^i$ ) est proportionnelle à la moyenne pondérée des revenus bruts reçus au cours de la période d'activité, soit  $\sigma^i = \mu \frac{\frac{1}{1+z}[l_{iY}(1+e_{iY}) + z l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+r)^2}$  en valeur actualisée, et où  $\mu$  désigne le taux de remplacement du régime de retraite<sup>8</sup>

Dans le côté droit de l'expression de la contrainte budgétaire intertemporelle des ménages, les revenus du travail perçus durant la deuxième période du cycle de vie sont représentés par  $z l_{iM} \frac{(1-\tau)(1+e_{iY})(1+\lambda)}{1+r}$  (en valeur actualisée), la retraite versée en fin de seconde période est égale à  $\frac{(1-z)\mu[l_{iY}(1+e_{iY}) + z l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)}$  et la retraite versée durant la période de vieillesse (V) est égale à  $\frac{\pi \mu [l_{iY}(1+e_{iY}) + z l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)^2}$ .

Les conditions de l'arbitrage intertemporel entre consommation courante et future sont données par les équations d'Euler.<sup>9</sup> La forme des équations d'Euler est ici très simple en lien avec l'utilité logarithmique par rapport à la consommation et l'additivité des préférences. Une résolution stan-

<sup>6</sup>Ce modèle est en équilibre partiel et le salaire brut par unité de travail efficient est ici exogène et constant. Il est normalisé à 1.

<sup>7</sup>Le taux de cotisations sociales est identique quelque soit le niveau de revenu des individus. Le modèle ne prend pas en compte l'existence d'éventuels allègements de charges sociales à proximité du SMIC. Empiriquement, ces allègements de charge portent surtout sur les charges employeurs donc cette hypothèse simplificatrice ne paraît pas soulever un problème important.

<sup>8</sup>Cette spécification permet notamment d'éviter qu'une hausse de l'âge de départ à la retraite  $z$  ne modifie de façon indue le montant de la pension dans le modèle et donc la "générosité" du régime de retraite.

<sup>9</sup>Persson et Tabellini (1999) centrent leurs analyses sur l'impact d'une variation de taxe sur le bien-être à l'optimum, avec utilisation du théorème de l'enveloppe. De fait, ils n'ont pas à décrire de façon complète les arbitrages intertemporels des ménages, ni à résoudre entièrement leur modèle pour illustrer leur propos. Meltzer et Richard (1981) supposent que l'épargne est toujours nulle et que la totalité du revenu courant après impôt est consommée. Il n'y a donc pas d'intertemporalité dans leur modèle, donc pas d'équation d'Euler.

dard par Lagrangien permet d'obtenir les temps de travail optimaux à chaque période en fonction du niveau de consommation à l'optimum. En substituant ces expressions dans la contrainte budgétaire et après quelques manipulations algébriques un peu fastidieuses, on obtient une équation du second degré en  $c_{iY}$  dont l'une des racines réelles est toujours négative et l'autre toujours positive pour toutes les paramétrisations utilisées dans ce travail. Les solutions du programme de maximisation des actifs jeunes sont fournies en Annexe A.

Le calcul de ces solutions permet de déduire immédiatement la trajectoire d'accumulation et de désaccumulation du patrimoine au cours de la vie. On vérifie que la richesse en fin de vie est nulle, que la consommation est une fonction croissante de la productivité ( $\partial c^{iY} / \partial e^{iY} > 0$ ). En outre, les expressions de  $l_{iY}$  et  $l_{iM}$  montrent l'existence d'un effet distorsif du taux de cotisations sociales, puisque  $\partial l_{iY} / \partial \tau < 0$ .

La paramétrisation du modèle en équilibre partiel reprend pour l'essentiel celle du modèle d'équilibre général de Cournède et Gonand (2006). La valeur de  $r$  dans le scénario central est fixée à 3.5%. Le taux d'escompte psychologique est fixé à  $\rho = 2\%$ .<sup>10</sup> Pour le paramètre  $\tau$ , on retient une valeur centrale de 15.3%, très proche du taux de cotisations sociales versées par les salariés au régime général et aux régimes obligatoires complémentaires en France (cf. *infra*, paramétrisation du régime de retraite). Le paramètre de gains de productivité ( $\lambda$ ) est calculé à partir du profil quadratique utilisé par Miles (1999) (à savoir  $e^{0.05*(\text{âge})-0.0006*(\text{âge})^2}$ ). Ce profil suggère que la productivité individuelle des actifs âgés est en moyenne supérieure de 5.1% à celle des jeunes actifs. On retient donc  $\lambda = 5.1\%$ . Le calcul des valeurs des paramètres du régime de retraite est détaillé *infra*.

Le modèle est calibré sur la valeur de la préférence relative de la consommation par rapport au loisir ( $\alpha$ ). La valeur de  $\alpha$  est fixée à un niveau tel que la fraction du temps disponible consacrée en moyenne au travail par les actifs est égale à 40%, soit  $\alpha = 1.52$ . Cet ordre de grandeur de 40% du temps disponible consacré au travail est ici entendu comme une moyenne entre les actifs jeunes et âgés dont les temps de travail optimaux associés à leur productivité sont différents les uns des autres.<sup>11</sup>

<sup>10</sup>Le modèle étant à 3 périodes, le choix était possible entre prendre une valeur annuelle pour le taux d'intérêt (4.5%) et le taux d'escompte (3%), ou prendre des valeurs élevées à la puissance 20 pour tenir des durées approximatives en années des trois périodes de vie des individus dans le modèle. Les résultats empiriques (élasticités, ajustement des paramètres du régime de retraite, effets de redistributions inter- et intra-générationnels) s'avèrent assez robustes à l'hypothèse retenue dans ce contexte. La solution de conserver des valeurs annuelles pour ( $r$ ) et ( $\rho$ ) résulte du souci de conserver un profil intertemporel de consommation réaliste. Avec un écart  $r - \rho = 1.5\%$ , la pente du profil de consommation est certes un peu plate mais pas contre-intuitive (cf. figure 4.1). Avec une élévation à la puissance 20 de ces deux paramètres, la pente aurait été plus forte et les taux d'épargne moyens légèrement plus faibles.

<sup>11</sup>Le temps de travail optimal d'un individu varie en effet selon sa productivité dans le modèle. Cet ordre de grandeur de 40% - consensuel dans la littérature sur les modèles avec temps de travail endogènes calibrés sur le paramètre de préférence relative pour le loisir - ainsi que les limites de cette approche ont été abordés dans le chapitre 3.

Pour calculer le temps de travail optimal moyen entre individus de productivité et d'âge différents, on calcule  $(l_{iY} + l_{iM}) * 0.5$  pour 10.000 paires différentes ( $\alpha, e_{iY}$ ). Les valeurs de  $\alpha$  et  $e_{iY}$  sont comprises entre 0 et 1 et varient selon des intervalles de 0.01, soit 10.000 combinaisons possibles de ( $\alpha, e_{iY}$ ) simulées numériquement. On calcule alors la moyenne de ces valeurs dans les seuls cas où  $1 + e_{iY} \leq 2$ . Cette valeur plafond de 2 correspond à un individu rémunéré deux fois le SMIC horaire. La très grande majorité (85%) des rémunérations brutes en France se situe entre 1 et 2 Smic.

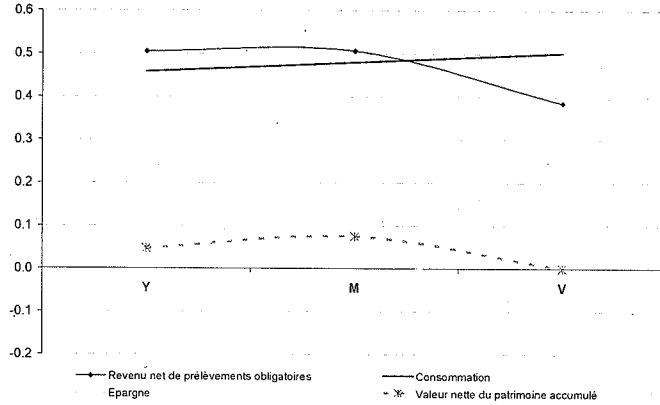


Figure 1: Comportements intertemporels de consommation et d'épargne dans le modèle d'un individu rémunéré à 1.5 SMIC

A titre illustratif, la figure 1 présente les trajectoires optimales de consommation, d'épargne et d'accumulation du capital pour un individu dont le salaire horaire brut est égal à 1.5 SMIC (soit  $e_{iY} = 1.5$ ).

Il reste à définir les comportements optimaux des actifs âgés dans le modèle (indice  $M$ ). Si les paramètres exogènes ne sont pas modifiés lorsqu'un jeune accède à la classe d'âge  $M$  des actifs âgés, alors le comportement optimal des actifs âgés ( $c_{iM}$ ,  $l_{iM}$ ,  $c_{iV}$ ) est identique au choix optimal défini en début de vie et décrit *supra*. En revanche, si les paramètres exogènes du modèle sont modifiés, par exemple, en cas de réforme paramétrique du régime de retraite, la modification associée de l'ensemble d'information rend nécessaire une réoptimisation des actifs âgés. Le programme à résoudre s'écrit:

$$w_{iM} = \left( \ln(1 + c_{iM}) + \alpha z' \left[ -(\ell_{iM})^2 + 1 \right] + \alpha(1 - z') \right) + \frac{\pi'}{(1 + \rho)} \ln(1 + c_{iV})$$

$$SC \quad c_{iM} + \frac{\pi' c_{iV}}{1 + r} = \Omega_{iY}(1 + r) + z' l_{iM}(1 - \tau')(1 + e_{iY})(1 + \lambda)$$

$$+ \frac{h' \mu' \left[ l_{iY}(1 + e_{iY}) + z' l_{iM}(1 + e_{iY})(1 + \lambda) \right]}{(1 + z')(1 + r)}$$

où  $\tau'$  désigne le taux de cotisations sociales après le choc démographique et la réforme des retraites non anticipée par les actifs âgés durant leur période de jeunesse,  $\mu'$  désigne le taux de

---

La valeur de  $\alpha$  qui minimise l'écart absolu entre la valeur associée de  $(\ell_{iY} + \ell_{iM}) * 0.5$  et la cible de calibration (i.e. 40%) est alors sélectionnée, soit  $\alpha = 1.52$ . Pour des temps de travail réalistes compris entre 30% et 40% du temps disponible, la valeur de  $\alpha$  est peu modifiée par des hypothèses différentes pour  $r$  ou par un choix différent en ce qui concerne la rémunération maximale utilisée dans le calcul de  $\alpha$  ( $1 + e_{iY} < 2.5$  par exemple).

remplacement après la réforme,  $z'$  l'âge de départ à la retraite après la réforme,  $\pi'$  l'espérance de vie moyenne après le choc démographique, et  $h' = \left[ (1 - z')(1 + r) + \pi' \right]$ . Le paramètre  $\Omega_{iY} = \ell_{iY}(1 - \tau)(1 + e_{iY}) - c_{iY}$  désigne l'épargne accumulée au cours de la période de jeunesse, qui constitue pour un actif âgé une donnée exogène dans ce programme, et dont la valeur dépend de celles des paramètres exogènes valables lors de sa jeunesse. La contrainte de temps n'est pas modifiée ( $y_{iM} + \ell_{iM} = 1$ ). Les solutions du programme sont fournies en Annexe A.

Enfin, les individus retraités (V) consomment le montant de leur retraite non imposable ( $\sigma^i$ ) augmenté de leur richesse accumulée optimale ( $\Omega_{iM}(1 + r)$ ) et décèdent sans laisser d'héritage.

### 1.1.2 Équilibre du régime de retraite

Avant le choc démographique et la réforme paramétrique associée, l'équilibre comptable du régime par répartition correspond à l'égalité de la pension moyenne avec le salaire moyen multiplié par le taux de remplacement ou, de façon équivalente, à l'égalité de la somme des pensions versées avec la masse salariale multipliée par le taux de cotisations sociales, soit:<sup>12</sup>

$$\sum_i \sigma^i = \mu \sum_i^{N_M + N_Y} \frac{\ell_{iY}(1 + e_{iY}) + z(1 + e_{iM})\ell_{iM}}{1 + z} = \tau \left[ \sum_{i \in M}^{N_M} z\ell_{iM}(1 + e_{iM}) + \sum_{i \in Y}^{N_Y} \ell_{iY}(1 + e_{iY}) \right]$$

où  $N_Y$  désigne le nombre d'actifs jeunes et  $N_M$  désigne le nombre d'actifs âgés avant la réforme. Les autres notations ont été introduites *supra*.

En l'absence de choc de vieillissement, le maintien de l'équilibre comptable du régime par répartition implique, par exemple, qu'une augmentation du taux de cotisations sociales  $\tau$  se traduit par une augmentation du taux de remplacement  $\mu$ . L'effet sur le montant de la pension d'une variation de la taxe  $\tau$  en l'absence de choc démographique traduit deux influences: un effet distorsif défavorable sur l'offre de travail des ménages et un effet favorable sur le taux de remplacement  $\mu$  lié à l'augmentation des ressources du régime qui reste toujours équilibré. Ce résultat fait implicitement l'hypothèse selon laquelle le taux de cotisations sociales n'est pas si élevé que les effets distorsifs sur la base imposable deviennent supérieurs au surcroît de recette fiscale associé à une hausse de  $\tau$ .

En cas de choc de vieillissement, l'augmentation de la taxe ne finance pas un redressement du taux de remplacement  $\mu$  mais permet d'assurer le maintien de l'équilibre du régime dans un contexte de dégradation du rapport (effectifs cotisants / effectifs retraités). L'équilibre comptable du régime devient en effet:

$$\sum_i \sigma'^i = \mu' \sum_i^{N'_M + N'_Y} \frac{\ell'_{iY}(1 + e_{iY}) + z'(1 + e_{iM})\ell'_{iM}}{1 + z'} = \tau' \left[ \sum_{i \in M}^{N'_M} z'\ell'_{iM}(1 + e_{iM}) + \sum_{i \in Y}^{N'_Y} \ell'_{iY}(1 + e_{iY}) \right]$$

où  $\tau'$  désigne le taux de cotisations sociales après le choc démographique et la réforme des

<sup>12</sup>On rappelle que, par définition,  $(1 + e_{iM}) = (1 + e_{iY})(1 + \lambda)$ .

retraites,  $\mu'$  désigne le taux de remplacement après le choc et la réforme, et  $z'$  l'âge de départ à la retraite après le choc et la réforme. Sans modification des paramètres  $\tau$ ,  $\mu$  et/ou  $z$ , le régime est déséquilibré par le choc démographique. En effet, l'arrivée à l'âge de la retraite de générations relativement nombreuses et le repli tendanciel de la mortalité pèsent sur le rapport (effectifs cotisants / effectifs retraités). En retour, une modification des paramètres du régime  $\tau$ ,  $\mu$  et/ou  $z$  modifie aussi les comportements optimaux des ménages suivant les caractéristiques de l'optimum pour les ménages décrites *supra*.

La réforme du régime de retraite a pour objectif de maintenir le régime équilibré dans le contexte d'un choc de vieillissement. Quatre réformes-types sont ici envisagées: a) une hausse sensible du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) à âge de départ en retraite ( $z$ ) inchangé, b) une baisse sensible du taux de remplacement ( $\mu$ ) à âge de départ en retraite inchangé, c) une augmentation de l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) avec hausse complémentaire du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) permettant d'obtenir l'équilibre exact du régime, ou d) une augmentation de l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) avec baisse complémentaire et limitée du taux de remplacement ( $\mu$ ) assurant l'équilibre du régime. Dans les deux derniers scénarios, l'augmentation de l'âge de départ à la retraite est telle que le rapport (durée de retraite / durée d'activité) pour un individu moyen demeure constant, dans le contexte d'augmentation de l'espérance de vie.

Le modèle est paramétré sur données françaises:

- avant le choc de vieillissement et la réforme, les données démographiques ( $N_Y$  et  $N_M$ ) correspondent aux données françaises pour 2005. Les données relatives aux revenus du travail sont endogènes. Seule la distribution des revenus du travail au sein de chaque classe d'âge en fonction de la productivité individuelle ( $e_{iY}$ ) est exogène et obtenue à partir de données de l'Insee.<sup>13</sup> Sachant que l'individu caractérisé par  $e_{iY} = 0$  est représentatif du smicard dans le modèle, il est alors possible de reconstituer une distribution des revenus en multiples de  $e_{iY} = 0$ . Cette distribution est supposée identique pour les classes d'âge Y et M et constante dans le temps. La part dans la population totale des salariés actifs des individus caractérisés par  $e^{iY}$ , telle que calculées à partir des données de l'Insee, est notée  $\chi^{e^{iY}} = \chi^{e^{iM}} = \chi^{e^i}$ .

Les caractéristiques de l'équilibre financier avant le choc démographique sont obtenues en calculant les comportements optimaux ( $c_{iY}$ ,  $c_{iM}$ ,  $c_{iV}$ ,  $l_{iY}$ ,  $l_{iM}$ ) de tous les individus en fonction des paramètres exogènes ( $e_{iY}$ ,  $\alpha$ ,  $\tau$ ,  $r$ ,  $\rho$ ,  $z$ ,  $\mu$ ,  $\lambda$ ,  $\pi$ ,  $\chi^{e^i}$ )

La valeur du taux de remplacement  $\mu$  du régime modélisé est fixée à  $\mu = 62\%$ , une valeur cohérente avec le taux de remplacement moyen cumulé du régime général et des régimes complémentaires obligatoires en France.

La valeur du taux de taxe  $\tau$  est alors calculée par convergence numérique compte-tenu du fait que l'équilibre du régime dépend du temps de travail optimal des individus qui dépend en retour des paramètres du régime. La valeur d'équilibre obtenue est de  $\tau = 15.3\%$ , soit un ordre de grandeur très réaliste sur données françaises compte-tenu des taux salariés et employeurs des régimes d'assurance vieillesse.

La valeur de l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) dans le modèle est fixée à  $z = 0.71$ , correspon-

<sup>13</sup>Distribution des salaires annuels par décile pour les salariés à temps complet des secteurs privé et semi-public, obtenue à partir des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) des entreprises au titre de l'exercice 2003.

dant à un âge moyen de départ de 58.5 ans.<sup>14</sup> L'espérance de vie est fixée à 80 ans avant le choc et la réforme (soit  $\pi = 0.67$ )<sup>15</sup>. Ces valeurs aboutissent à un rapport (durée de retraite / durée de vie active) égal à 1.79 qui correspond exactement à l'hypothèse retenue par la loi d'août 2003 (cf. 4.1, *supra*).

- après le choc démographique et la mise en oeuvre de la réforme paramétrique, les données démographiques utilisées correspondent aux simulations obtenues pour 2025 obtenues avec le modèle de simulation de Gonand (2005). Les paramètres du régime sont recalculés par convergence numérique. Dans les deux réformes avec augmentation de l'âge de départ à la retraite, le paramètre  $z'$  est fixé à  $z' = 0.81$ ,<sup>16</sup> une valeur qui correspond à un âge de départ à la retraite de 61 ans permettant de maintenir le rapport (durée de retraite / durée de vie active) constant et égal à 1.79 dans un contexte où l'espérance de vie augmente à 83.5 ans (soit  $\pi' = 0.82$ ).<sup>17</sup> La modification complémentaire du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) ou du taux de remplacement ( $\mu$ ) qui permet d'obtenir l'équilibre exact du régime de retraite est aussi calculée par convergence numérique.

Les ajustements du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) ou du taux de remplacement ( $\mu$ ) du régime de retraite consécutifs au choc de vieillissement dans le modèle en équilibre partiel sont d'un ordre de grandeur comparable mais systématiquement supérieurs à ceux calculés dans le modèle d'équilibre général à générations imbriquées et avec marché du travail endogène de Gonand (2007) sur données françaises. La réforme du régime de retraite assurant le maintien de son équilibre par un alourdissement des prélèvements sociaux ( $\tau$ ) et à âge de la retraite inchangé requiert une hausse du taux de cotisations sociales de 13.5%, soit  $\tau' = 28.8\%$ . Ce redressement est supérieur celui obtenu dans Gonand (2007) (i.e., +8.0% sur la période 2005-2025). De même, la baisse du taux de remplacement  $\mu' = 32.9\%$  dans la simulation en équilibre partiel ( $\Delta\mu = -29.1\%$ ) est plus importante que celle obtenue qu'en équilibre général (i.e. -20.0% sur la période 2005-2025). Dans les scénarios avec hausse de l'âge effectif de départ à la retraite, les ajustements du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) dans le modèle en équilibre partiel ( $\tau' = 20.4\%$  soit  $\Delta\tau = +5.1\%$ ) ou du taux de remplacement ( $\Delta\mu = -15,6\%$ ) sont supérieurs à ceux obtenus en équilibre général (+1.8% pour le taux de cotisations sociales, -9,6% pour le taux de remplacement).

Il n'est pas surprenant que les ajustements des paramètres du régime de retraite dans le modèle en équilibre partiel soient systématiquement supérieurs à ceux calculés en équilibre général dans la mesure où les variations de prix des facteurs de production (salaires et taux d'intérêt) contribuent à amortir les effets des chocs en introduisant dans le modèle des mécanismes d'ajustement supplémentaires des marchés.

## 1.2 Une extension du modèle avec minimum vieillesse

Dans la sous-section précédente, le régime de retraite était supposé verser des pensions proportionnelles aux salaires reçus durant la vie active. En réalité, les régimes de retraite par répartition ne fonctionnent pas selon de tels principes purement bismarkiens. Ils intègrent des mécanismes redis-

<sup>14</sup>  $z = 0.71 = \frac{(58.5-20-22.5)}{22.5}$  où la durée de chaque période (Y) et (M) correspond à 22.5 années.

<sup>15</sup>  $\pi = 0.67 = \frac{80-20-22.5*2}{22.5}$

<sup>16</sup>  $z' = 0.81 = \frac{0.79+1.79*0.82}{2.79}$

<sup>17</sup>  $\pi' = 0.82 = \frac{83.48-20-22.5*2}{22.5}$

tributifs favorables aux plus démunis. Un exemple peut être trouvé en France avec le mécanisme du minimum vieillesse.

En France, le minimum vieillesse assure à toute personne retraitée un revenu minimal d'environ 600 euros par mois. La différence entre les droits à retraite acquis par l'individu et le minimum vieillesse est prise en charge par les finances publiques. Le minimum vieillesse constitue donc une allocation différentielle.<sup>18</sup>

Plus précisément, le minimum vieillesse est un système de garantie de ressources spécifique aux personnes âgées qui ne bénéficient pas d'une pension d'un régime de base ou perçoivent une pension d'un montant insuffisant. Il constitue un avantage non contributif accordé sous condition de ressources. Les ressources du bénéficiaire (allocation comprise) ne doivent pas être supérieures à 7.367,91€ par an pour un célibataire.<sup>19</sup> Son montant étant calculé sur une base annuelle, il peut par exemple concerner des travailleurs rémunérés plusieurs fois le SMIC mais travaillant pendant des périodes très courtes dans l'année. Au 1er janvier 2005, le montant du minimum vieillesse s'élève à 7.194€ par an pour un célibataire.

Les agents éligibles au minimum vieillesse n'ont nécessairement pas travaillé à temps plein et/ou n'ont pas eu une carrière complète. En effet, un smicard à temps plein reçoit 1.357,07 euros brut par mois (soit 16.284 euros par an), un niveau de rémunération permettant d'obtenir une pension supérieure au minimum vieillesse sous l'hypothèse d'un taux de remplacement moyen de 62%.

### 1.2.1 Programme des ménages

Le modèle en équilibre partiel de la sous-section précédente est élargi pour prendre en compte l'existence d'un mécanisme de type minimum vieillesse. Un paramètre individuel exogène  $\beta_i \in [0; 1]$  est introduit qui mesure le caractère plus ou moins complet de la carrière d'un agent. Ainsi,  $\beta_i = 0.5$  caractérise un individu à carrière semi-complète.  $\beta_i = 1$  correspond au cas envisagé dans la sous-section précédente. Dans cette nouvelle version élargie, un individu est donc désormais caractérisé par deux paramètres individuels: sa productivité ( $e_{iY}$ ) et le degré de complétude de sa carrière ( $\beta_i$ ). La version antérieure du modèle n'étudiait les comportements que des agents caractérisés par  $(e_{iY}, 1)$ . Cette spécification implique qu'un individu à carrière incomplète partage son temps disponible entre travail, loisir et d'autres occupations pour une fraction  $(1 - \beta_i)$  de chacune des deux premières périodes qui ne lui apporte dans le modèle ni utilité ni désutilité (éducation d'enfants, soins médicaux...). La contrainte temporelle à laquelle sont soumis les actifs est modifiée et devient donc  $\forall i, 0 \leq y_i + l_i = \beta_i \leq 1$ , où  $y_i$  désigne la part du temps ( $\beta_i$ ) consacrée au loisir et  $l_i$  la part du temps ( $\beta_i$ ) consacrée au travail. Avec cette spécification, le salaire brut par unité de temps de travail d'un actif jeune est toujours égal à  $1 + e_{iY} > 0$ . Le salaire réel brut de prélèvements obligatoires est égal à  $l_{iY}(1 + e_{iY})$ , comme dans la version antérieure du modèle.

La fonction d'utilité intertemporelle est modifiée par rapport au modèle sans minimum vieillesse:

<sup>18</sup>Le minimum vieillesse doit être distingué du "minimum contributif" auquel est portée la pension lorsque son montant calculé est inférieur à ce minimum. Contrairement au minimum vieillesse, le minimum contributif n'est pas soumis à condition de ressources. Dans le régime général et les régimes alignés, le minimum contributif ne bénéficie qu'aux seuls retraités dont la pension a été liquidée à taux plein (50%).

<sup>19</sup>Montant à la date de rédaction de ces lignes.

$$w_{iY} = \ln(1 + c_{iY}) + \alpha [-\ell_{iY}^2 + \beta_i] + \frac{\ln(1 + c_{iM}) + \alpha z [-\ell_{iM}^2 + \beta_i] + \beta_i \alpha (1 - z)}{1 + \rho} + \frac{\pi \ln(1 + c_{iV})}{(1 + \rho)^2}$$

La contrainte budgétaire intertemporelle des ménages devient:

$$c_{iY} + \frac{c_{iM}}{1 + r} + \frac{\pi c_{iV}}{(1 + r)^2} = l_{iY}(1 + e_{iY})(1 - \tau) + z l_{iM} \frac{(1 - \tau)(1 + e_{iY})(1 + \lambda)}{1 + r} + h \frac{\max \left[ \beta_i \mu \frac{1}{1 + z} [l_{iY}(1 + e_{iY}) + z l_{iM}(1 + e_{iY})(1 + \lambda)]; \bar{\sigma} \right]}{(1 + r)^2}$$

avec  $h = [(1 - z)(1 + r) + \pi]$  et où  $\bar{\sigma}$  est le montant du minimum vieillesse.

Le montant du minimum vieillesse ( $\bar{\sigma}$ ) est obtenu à partir du niveau du SMIC brut implicite du modèle (soit  $\frac{1}{1 + z} [\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + z \ell_{e_{iY}=0}^{iM} (1 + \lambda)]$ ) selon la formule  $\bar{\sigma} = \Gamma \frac{\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + z \ell_{e_{iY}=0}^{iM} (1 + \lambda)}{1 + z}$ , où  $\Gamma$  désigne une constante de calibration telle qu'un smicard devient éligible au minimum vieillesse dans le modèle si sa carrière n'a été qu'à 73% complète ou moins<sup>20</sup> et où  $\ell_{e_{iY}=0}^{iY}$  correspond à l'offre de travail optimale d'un smicard caractérisé par ( $e_{iY} = 0$ ). Les solutions du programme sont fournies à l'Annexe A.

### 1.2.2 Equilibre du régime de retraite - frontière d'éligibilité au minimum

Dans le modèle sans minimum vieillesse, le calcul de l'ajustement des paramètres du régime ne nécessite de disposer que d'une distribution exogène des revenus du travail en fonction de  $e_{iY}$ . Dans le modèle avec minimum vieillesse, la paramétrisation du modèle rendrait nécessaire l'utilisation d'une matrice exogène ( $e_{iY}, \beta_i$ ), c'est-à-dire d'une ventilation de la population active en fonction du salaire horaire et du degré de complétude des carrières. Une fois obtenue cette matrice, les conditions de l'équilibre financier du régime tenant compte du financement du dispositif du minimum vieillesse seraient calculables par utilisation du modèle et calcul des comportements optimaux des agents.

D'un point de vue empirique, il est difficile d'obtenir une telle matrice et une démarche simplifiée a été retenue. L'hypothèse est faite selon laquelle le nombre de bénéficiaires de l'allocation différentielle que constitue le minimum vieillesse est suffisamment limité pour ne pas modifier sensiblement la valeur des paramètres d'équilibre du régime de retraite avant et après le choc démographique. Les valeurs d'équilibre des paramètres du régime avant et après le choc et la réforme sont donc réputées égales à celles calculées dans le modèle sans minimum vieillesse, dont on a vu qu'elles

<sup>20</sup>Cet ordre de grandeur correspond aux données réelles (minimum vieillesse de 599.5 euros par mois pour un célibataire et SMIC brut mensuel en 2005 de 1357.07 euros, taux de remplacement moyen des régimes obligatoires de 62%).

Le calcul de  $\bar{\sigma}$  fait l'hypothèse selon laquelle le SMIC brut mensuel dans le modèle est égal à la moyenne pondérée du revenu total d'un jeune (Y) caractérisé par  $e_{iY} = 0$  et  $\beta_i = 1$ ; et du revenu total de cet individu lorsqu'il devient âgé (M). Ces deux niveaux de revenus diffèrent légèrement car le temps de travail d'un actif âgé n'est pas strictement égal à celui d'un jeune. Cette différence reste minime car la valeur de  $\lambda$  est réduite (5.1%).



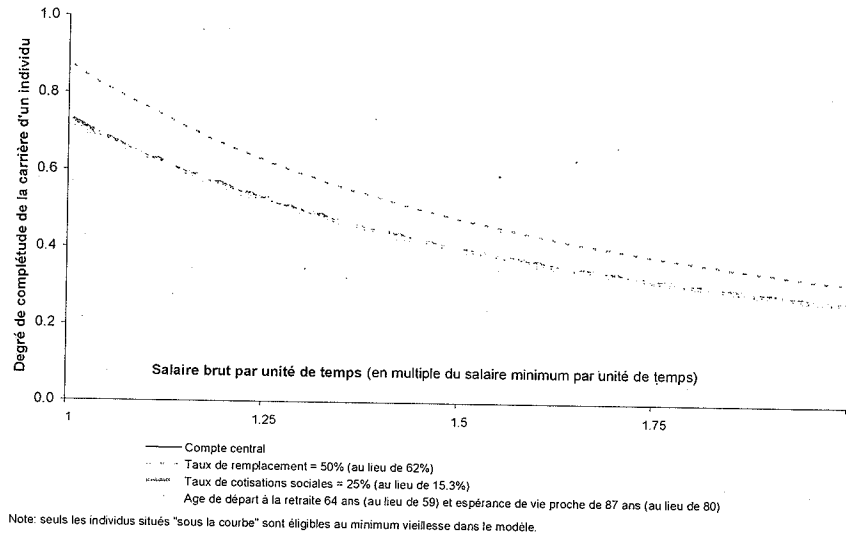


Figure 2: Frontière d'éligibilité au minimum vieillesse à montant inchangé du minimum vieillesse

étaient cohérentes avec les résultats des modèles en équilibre général.

Dans le cas particulier d'une réforme diminuant le taux de remplacement  $\mu$ , un ajustement spécifique du niveau du minimum vieillesse ( $\bar{\sigma}$ ) est nécessaire afin de maintenir inchangée la frontière d'éligibilité au minimum. Pour le comprendre, il suffit de remarquer que si le taux de remplacement est diminué mais que le niveau absolu du minimum demeure inchangé, le nombre d'éligibles au minimum est susceptible d'augmenter sensiblement, ce qui va au rebours d'une réforme visant à maîtriser les dépenses de retraites.

La figure 2 présente la "frontière d'éligibilité" au minimum vieillesse, qui est définie comme l'ensemble des individus pour lesquels est vérifiée la relation:

$$\Gamma \frac{[\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + z \ell_{e_{iY}=0}^{iM} (1 + \lambda)]}{(1 + z)} = \beta_i \mu \frac{[\ell_{iY} (1 + e_{iY}) + z \ell_{iM} (1 + e_{iY}) (1 + \lambda)]}{(1 + z)} \quad (1)$$

Elle sépare le plan  $(e_{iY}; \beta_i)$  en deux parties suivant une courbe en-deçà de laquelle le revenu de remplacement perçu par un retraité est égal au minimum vieillesse. Au-dessus de la frontière, la pension de retraite est strictement proportionnelle aux revenus moyens bruts passés et le régime de retraite est bismarkien pour les individus non éligibles. La probabilité pour un individu d'être éligible au minimum vieillesse est d'autant plus importante que sa productivité ( $e_i$ ) est faible et/ou sa carrière est incomplète ( $\beta_i < 1$ ). La frontière d'éligibilité est convexe dans le plan  $(e_i; \beta_i)$ . En effet, pour un degré d'incomplétude de la carrière professionnelle ( $\beta_i$ ) donné, un individu relativement peu productif est plus facilement éligible au minimum vieillesse qu'un individu relativement plus productif. En outre, pour des niveaux de productivité tendant vers l'infini, la durée de travail suffisante pour ne pas être éligible au minimum vieillesse tend asymptotiquement vers 0.

Avec les paramètres du modèle avant le choc démographique et la réforme, la frontière d'éligibilité

passer par l'ordonnée à l'origine ( $e_{iY} = 0; \beta_i = 72\%$ ) qui correspond à un smicard dont la carrière est incomplète à hauteur de 72% d'une carrière complète. Cet ordre de grandeur est réaliste. En effet, les données réelles<sup>21</sup> suggèrent qu'un smicard devient éligible au minimum vieillesse pour une carrière complète à hauteur de 72%.

La position de la frontière dépend du niveau des paramètres du régime de retraite. Trois simulations sont présentées selon que le taux de remplacement passe à 50% (au lieu de 62%, tous les autres paramètres étant inchangés), que le taux de cotisations sociales est fixé à 25% (au lieu de 15.3%) ou que l'âge de départ à la retraite augmente à 64 ans (au lieu de 59) dans un contexte d'espérance de vie proche de 87 ans (au lieu de 80 ans):<sup>22</sup>

- Une baisse du taux de remplacement à mode de calcul du minimum inchangé déplace la frontière d'éligibilité vers le haut. Elle pèse en effet sur la générosité et le rendement implicite du régime par répartition. A calcul du minimum vieillesse inchangé, une baisse du taux de remplacement augmente le niveau du minimum vieillesse relativement à la pension moyenne obtenues dans des conditions strictement contributives. En effet, les individus non éligibles vérifient  $\frac{\mu[l_{iY}(1+e_{iY})+l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{2} > \bar{\sigma}$ . Dans ce contexte, une baisse de  $\mu$  à ( $e_{iY}; \beta_i$ ) donné rapproche un individu non éligible de la frontière, voire le rend éligible.

Une baisse de  $\mu$  se traduit aussi par des effets distorsifs sur l'offre de travail - soit, dans l'expression (1), sur  $[l_{iY}(1+e_{iY})+l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]$  d'une part et  $[\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + \ell_{e_{iY}=0}^{iM}(1+\lambda)]$  d'autre part - qui modifient aussi la position de la frontière d'éligibilité. Néanmoins, l'influence est ici très limitée car les effets distorsifs sur l'offre de travail varient relativement peu selon le niveau de revenu ( $e_{iY} = 0$  ou  $e_{iY} > 0$ ) (cf. *infra*). Par conséquent, le déplacement de la frontière d'éligibilité est essentiellement lié à la baisse de  $\mu$  en tant que telle et beaucoup moins aux effets induits sur l'offre de travail.

- Une baisse du taux de cotisations sociales  $\tau$  du régime de retraite, à calcul du minimum inchangé, ne déplace la frontière d'éligibilité que très marginalement. En effet, elle ne modifie la position de la frontière qu'au travers des seuls effets distorsifs sur l'offre de travail d'un individu caractérisé par ( $e_{iY}$ ) relativement aux mêmes effets sur l'offre de travail du smicard ( $e_{iY} = 0$ ). Ces écarts d'effets distorsifs en fonction du revenu sont faibles (cf. *infra*). La position de la frontière est donc très peu modifiée par une variation de  $\tau$ .

- La frontière n'est pas modifiée en cas d'allongement de l'âge de départ en retraite à rapport (durée de cotisation / durée de retraite) constant. Comme on le verra *infra*, les effets distorsifs de cette réforme sont nuls donc la frontière définie par  $\frac{\mu[l_{iY}(1+e_{iY})+l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{2} = \bar{\sigma}$  est fixe.

L'ensemble des simulations des réformes des retraites effectuées dans ce travail sont calculées à frontière d'éligibilité inchangée. Pour maintenir inchangée cette frontière en cas de réforme des paramètres du système de retraite, la constante de calibration  $\Gamma$  qui intervient dans le calcul du minimum vieillesse  $\bar{\sigma} = \Gamma \frac{[\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + z \ell_{e_{iY}=0}^{iM}(1+\lambda)]}{(1+z)}$  est ajustée ( $\Gamma'$ ) de façon telle que la frontière est inchangée avec une ordonnée à l'origine toujours de ( $e_{iY} = 0; \beta_i = 72\%$ ), dans tous les scénarios.

<sup>21</sup> i.e., minimum vieillesse de 7164 euros par an, taux de remplacement moyen de 62% et SMIC annuel de 16284 euros.

<sup>22</sup> Ces calculs illustratifs n'effectuent pas de bouclage comptable avec maintien du régime de retraite en équilibre. On fait l'hypothèse que le nombre d'éligibles au minimum vieillesse est relativement petit et que l'impact sur l'équilibre du régime de retraite de l'introduction d'un minimum vieillesse est faible.

## 2 Effets distorsifs comparés des réformes des retraites selon le niveau de revenu

Dans un premier temps, l'analyse porte sur les effets distorsifs sur les comportements optimaux des agents associés aux différentes réformes des retraites envisagées. Cette section étudie donc l'élasticité de la consommation et de l'offre de travail des ménages aux paramètres du régime, en fonction de leur niveau de revenu et de leur âge, toutes choses égales par ailleurs.

Les élasticités des comportements optimaux au taux de cotisations sociales dans le modèle sont cohérents avec les ordres de grandeur fournis par la littérature économétrique. L'élasticité de l'offre de travail au taux de cotisations sociales est comprise entre -0.10 et -0.25 selon la valeur du taux de cotisations sociales et le salaire horaire. L'élasticité de la consommation au taux de cotisations sociales est comprise entre -0.2 et -0.4.

L'élasticité des comportements au taux de remplacement  $\mu$  est en moyenne légèrement plus faible dans le modèle que par rapport au taux de cotisations sociales  $\tau$ . En particulier, l'élasticité de l'offre de travail au taux de remplacement est de l'ordre de (+)0,1. Une réforme des régimes par répartition favorisant l'épargne-retraite privée par une baisse du taux de remplacement aurait ainsi moins d'effets distorsifs qu'un scénario d'alourdissement des prélèvements obligatoires.

Les effets distorsifs d'une augmentation de l'âge de départ à la retraite sont quant à eux nuls *si et seulement si* l'augmentation de l'âge de départ à la retraite stabilise le ratio (durée de cotisations / durée de retraite) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie. Ce résultat traduit une intuition simple: sous l'hypothèse mentionnée et à l'équilibre économique de long terme,<sup>23</sup> la hausse de l'âge de départ à la retraite ne modifie pas le revenu permanent des ménages. Si cette condition n'est pas respectée, le revenu permanent est modifié et l'augmentation de l'âge de départ à la retraite se traduit par un impact non nul sur les comportements optimaux des ménages. L'incertitude quant aux gains de longévité future rend ce cas de figure envisageable en pratique.<sup>24</sup>

Le calcul des élasticités dans le modèle utilise par définition des simulations numériques de l'impact de variations *marginales* des paramètres du régime de retraite, toutes choses égales par ailleurs. Le régime de retraite est ainsi réputé toujours équilibré dans ces simulations et la variation d'un des paramètres du régime de retraite ne nécessite aucun ajustement des autres paramètres pour maintenir l'équilibre comptable du régime.

### 2.1 Hausse des cotisations sociales: des effets distorsifs significatifs

Les figures 3 et 4 présentent respectivement l'élasticité de l'offre de travail des jeunes ( $\ell_{iY}$ ) et des actifs âgés ( $\ell_{iM}$ ) au taux de cotisations sociales dans le modèle sans minimum vieillesse, donc pour les individus à carrière complète ( $\beta_i = 1$ ). Les figures 5 et 6 présentent respectivement l'élasticité de la consommation des jeunes ( $c_{iY}$ ) et des actifs âgés ( $c_{iM}$ ).<sup>25</sup>

<sup>23</sup> c.a.d. avec un écart constant entre le taux d'intérêt et le taux d'escompte des ménages, ce qui est par construction toujours le cas dans ce modèle en équilibre partiel.

<sup>24</sup> En ce qui concerne l'absence de connaissance précise à l'heure actuelle de la mortalité aux âges élevés au cours des prochaines décennies, cf. Gonand (2005).

<sup>25</sup> Dans le cas d'un actif âgé, la variation marginale du taux de cotisations sociales n'est pas anticipée et se traduit par une réoptimisation de l'agent. L'impact sur son offre de travail d'une variation marginale de  $\tau$  est alors obtenue

L'élasticité de l'offre de travail au taux de cotisations sociales est comprise entre -0.10 et -0.25 selon la valeur du taux de cotisations sociales et le salaire horaire d'un individu. Ces ordres de grandeur sont cohérents avec la littérature empirique. Nickell (2004) retient une valeur moyenne pour l'élasticité du temps de travail au taux de cotisations sociales de -0.25. Cette étude constitue un *survey* récent de la littérature en la matière, qui reprend les résultats du *Handbook of Labour Economics* (Nickell et Layard, 1999) et qui est régulièrement cité dans la littérature (Cahuc et Zylberberg, 2001, p.546; Rosen, 2001).<sup>26</sup>

L'élasticité de la consommation au taux de cotisations sociales est négative, en lien avec l'influence défavorable sur le revenu net et sur l'offre de travail d'une hausse des prélèvements obligatoires. Dans le modèle, cette élasticité de la consommation est comprise entre -0.2 et -0.4. Cette valeur est inférieure à -1 en lien avec le lissage par les ménages de leur profil de consommation intertemporelle. Elle est proche d'autres estimations empiriques sur données françaises. En particulier, le modèle macroéconométrique Mésange du Ministère de l'Economie suggère une élasticité à long terme de la consommation aux cotisations sociales de -0.4 (Allard-Prigent *et al.*, 2002).

Par ailleurs, on remarque les points suivants:

- Plus le poids des cotisations sociales est élevé, plus un relèvement du taux de cotisations sociales est coûteuse en bien-être. En effet, les élasticités sont croissantes et leurs valeurs absolues sont convexes par rapport à  $\tau$ . Ces résultats reflètent la concavité des préférences individuelles.
- Les élasticités de l'offre de travail et de la consommation par rapport aux cotisations sociales varient relativement peu en fonction du niveau de revenu. Les effets de redistribution intra-générationnelle à la marge qui sont associés à une variation des cotisations sociales sont ainsi relativement contenus dans le modèle sans minimum vieillesse. Ce résultat est notamment lié au caractère bismarkien du régime de retraite dans cette version du modèle (Pestieau, 1997). L'impact défavorable sur l'offre de travail d'une hausse des cotisations sociales est légèrement plus important pour les bas revenus dont le coût d'opportunité du loisir est plus faible que celui des agents ayant un salaire horaire plus élevé.
- Les effets de redistribution inter-générationnelle à la marge peuvent aussi être observés dans le modèle. Pour une valeur donnée de productivité ( $e_{iY}$ ), l'élasticité de la consommation au taux de cotisations sociales est plus faible pour les actifs âgés que pour les actifs jeunes. En effet, l'impact sur le revenu permanent des actifs âgés d'une hausse des prélèvements obligatoires est plus faible dans la mesure où il ne porte que sur une fraction de leur vie active. Pour les jeunes, l'alourdissement des prélèvements concerne l'ensemble de la durée de vie active. Ces effets sont aussi observables dans les modèles d'équilibre général simulant les effets des réformes des retraites sur l'utilité intertemporelle des ménages (cf. Gonand, 2006).

---

en comparant l'offre de travail optimale qui aurait été choisie à la période M pour un taux de cotisations sociales  $\tau$  égal à celui de la période Y, à l'offre de travail optimale effective recalculée à la période M pour un taux de cotisations sociales  $\tau'$  marginalement différent de  $\tau$ .

<sup>26</sup> Les travaux estimant l'effet distorsif des prélèvements obligatoires sur le marché du travail présentent le plus souvent leurs résultats sous la forme d'une élasticité de l'emploi (ou du chômage) au coin fiscal-social. Dans notre modèle cependant, l'offre d'emploi est représentée par la fraction du temps disponible consacrée au travail  $l_{iY}$ , qui est équivalente au temps de travail d'un individu à une normalisation près. Nos résultats doivent donc bien être comparés aux estimations de l'élasticité du temps de travail (*e.g.*, du stock total d'heures travaillées) aux cotisations sociales existantes dans la littérature.

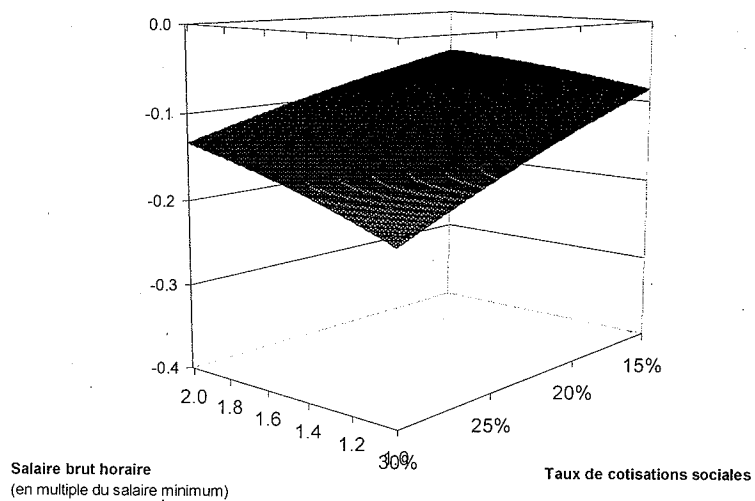


Figure 3: Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport aux taux de cotisations sociales

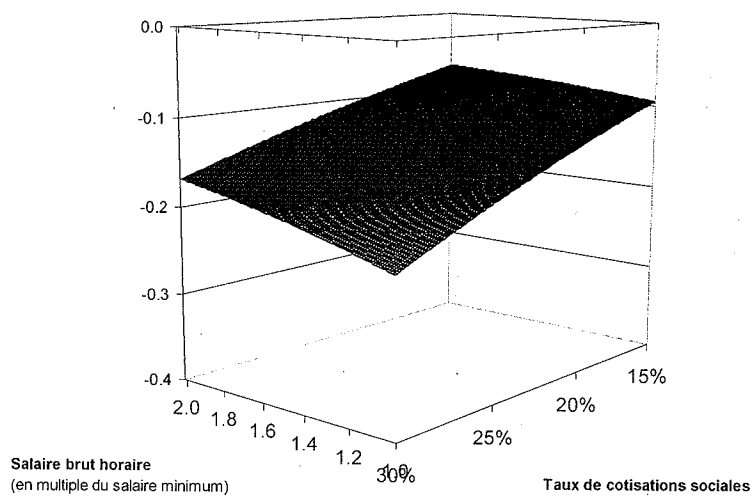


Figure 4: Elasticité de l'offre de travail d'un actif âgé par rapport aux taux de cotisations sociales

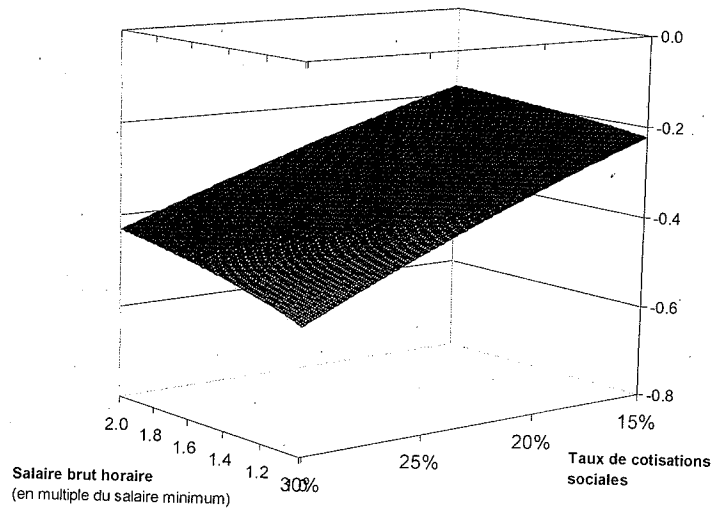


Figure 5: Elasticité de la consommation d'un actif jeune par rapport aux taux de cotisations sociales

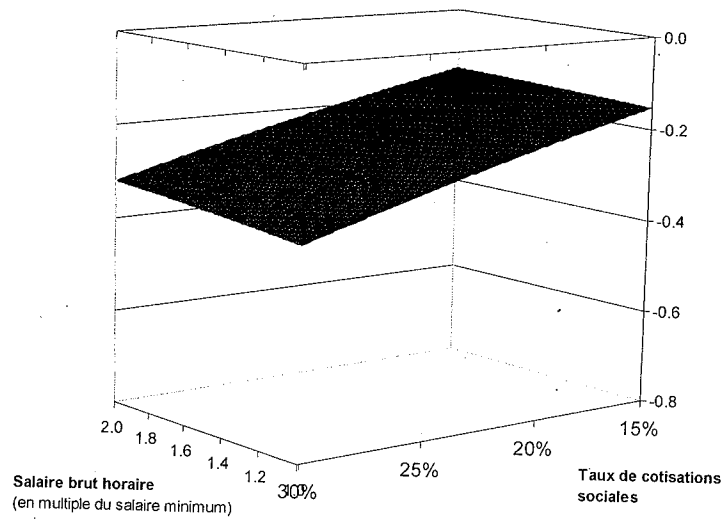


Figure 6: Elasticité de la consommation d'un actif âgé par rapport aux taux de cotisations sociales

## 2.2 Baisse du taux de remplacement: des effets distorsifs plus contenus

Les propriétés empiriques satisfaisantes du modèle en ce qui concerne les élasticités des comportements optimaux au taux de cotisations sociales invitent à leur comparer les élasticités par rapport au taux de remplacement et à l'âge de la retraite dans le modèle.

Les figures 7 et 8 présentent respectivement l'élasticité de l'offre de travail des jeunes ( $l_{iY}$ ) et des actifs âgés ( $l_{iM}$ ) au taux de remplacement  $\mu$  dans le modèle sans minimum vieillesse. Les figures 9 et 10 présentent respectivement l'élasticité de la consommation des jeunes ( $c_{iY}$ ) et des actifs âgés ( $c_{iM}$ ).

Une baisse marginale du taux de remplacement ( $\mu$ ) pèse sur l'offre de travail courante.<sup>27</sup> L'élasticité est légèrement en-deçà de +0.1 soit, en valeur absolue, un ordre de grandeur significativement plus faible que celui associé à une variation du taux de cotisations sociales (qui était comprise entre -0.1 et -0.25). Le signe positif de l'élasticité de l'offre de travail au taux de remplacement est intuitif. Une baisse du taux de remplacement à cotisations sociales inchangées réduit l'incitation au travail car elle diminue le montant de la retraite future. Le "contenu en retraite future" des heures de travail est en effet d'autant plus faible que le taux de remplacement est bas.

Une baisse marginale du taux de remplacement pèse aussi sur la consommation courante en lien avec son effet dépressif sur les revenus et sur l'offre de travail. Pour un taux de remplacement moyen sur données françaises de 62%, l'élasticité de la consommation au taux de remplacement est d'environ +0.4, un ordre de grandeur proche de ceux obtenus avec une variation marginale du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ).

Par ailleurs, on remarque les points suivants:

- Plus le taux de remplacement est élevé, plus l'impact sur les comportements optimaux des actifs associé à une variation marginale de son taux de liquidation est important. Les valeurs des élasticités sont en effet croissantes en  $\mu$ .
- L'ampleur des mécanismes de redistribution intra-générationnelle à la marge est très limitée, en lien avec la proportionnalité des pensions reçues aux salaires passés.
- Ces simulations suggèrent l'existence d'effets de redistribution inter-générationnelle à la marge: l'effet d'un repli non anticipé de  $\mu$  est relativement plus défavorable pour les actifs âgés que pour les jeunes, en lien avec une influence sur le revenu permanent différente selon l'âge. Une baisse du taux de remplacement modifie les revenus pour près de la moitié du temps de vie restant des actifs âgés qui redéfinissent leurs comportements optimaux à l'occasion de la réforme. Pour un jeune, cette baisse ne porte dans le modèle que sur une fraction plus faible du temps de vie restant et plus éloignée dans le temps. Ce résultat est cohérent avec ceux du modèle d'équilibre général de Cournède et Gonand (2006) (cf. Gonand, 2006), où une augmentation du taux de taxe pèse aussi davantage sur le revenu permanent des jeunes, et une diminution du taux de remplacement relativement plus sur celui des actifs âgés sur leur période de vie restante.

Au total, les effets distorsifs d'une baisse marginale du taux de remplacement sont moins défavorables en moyenne qu'en cas de variation du taux de cotisations sociales, notamment en ce qui concerne l'offre de travail.

---

<sup>27</sup> Les expressions analytiques de  $l_{iY}$  et  $l_{iM}$  suggéraient déjà ce résultat (cf. 4.2.1).

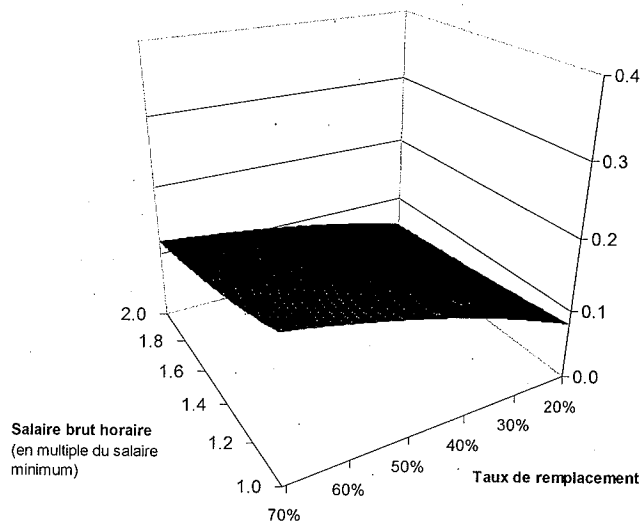


Figure 7: Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport au taux de remplacement

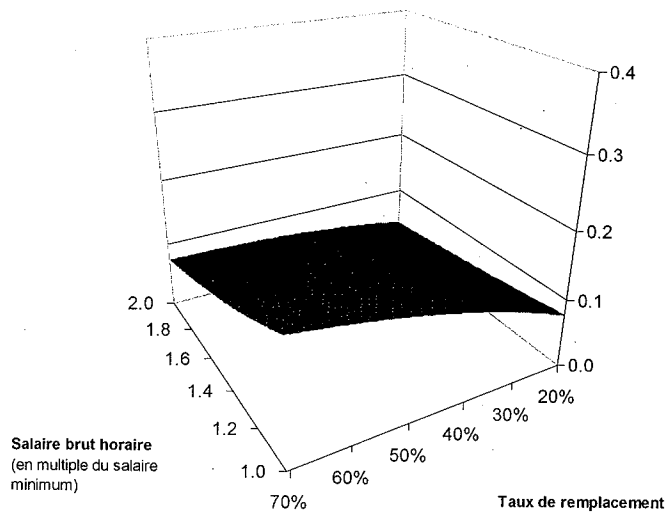


Figure 8: Elasticité de l'offre de travail d'un actif âgé par rapport au taux de remplacement



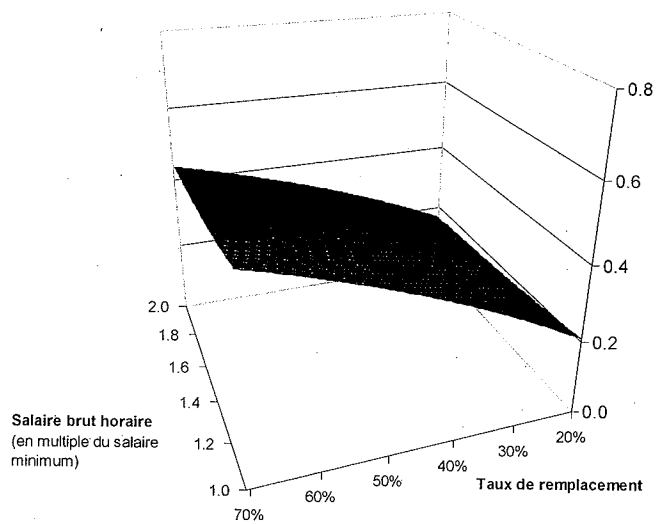


Figure 9: Elasticité de la consommation d'un actif jeune par rapport au taux de remplacement

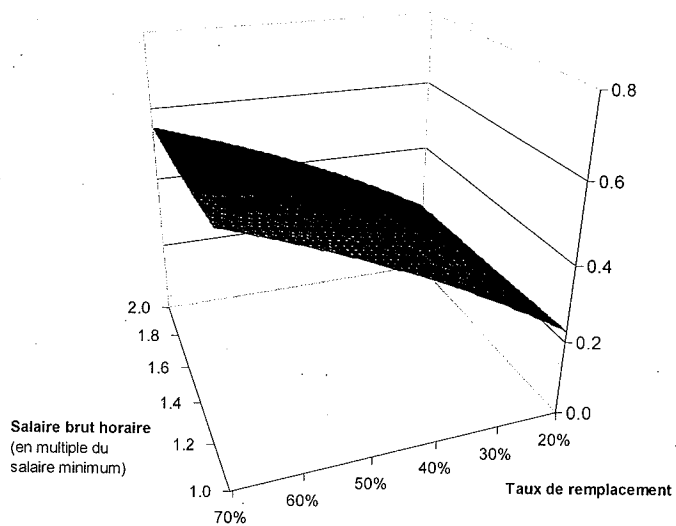


Figure 10: Elasticité de la consommation d'un actif âgé par rapport au taux de remplacement

### 2.3 Absence d'effet distorsif d'une hausse de l'âge de la retraite à rapport (durée de cotisation/durée de retraite) inchangé dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

Les figures 11 et 12 présentent l'impact sur l'offre de travail et la consommation d'une hausse marginale de l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) pour un actif jeune.<sup>28</sup> A la marge (et à taux de cotisations sociales  $\tau$  et taux de remplacement  $\mu$  constants), les effets distorsifs d'une augmentation de l'âge de départ à la retraite à ratio (durée de cotisations / durée de retraite) inchangé sont nuls. Les niveaux optimaux de consommation et d'offre de travail sont constants quelque soit l'âge de départ à la retraite pour autant que le ratio (durée de retraite / durée d'activité) demeure inchangé, ce qui n'est possible que si l'espérance de vie est aussi modifiée.

Ce résultat traduit une intuition simple et n'est pas essentiellement lié à la spécification du modèle. Si l'âge de départ à la retraite augmente de façon à maintenir constant le ratio (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte d'allongement de l'espérance de vie, et si les taux de cotisations sociales et de remplacement sont inchangés, alors le ratio entre la valeur actualisée des cotisations versées au régime et la valeur actualisée des pensions reçues reste constant. Pour un niveau de salaire horaire donné ( $e_{iY}$ ), le revenu permanent d'un individu n'est donc pas modifié.<sup>29</sup> Comme le taux de cotisations sociales et le taux de remplacement sont constants, les revenus courants (horaires) ne changent pas non plus. Au total, les comportements optimaux ne sont pas influencés par la réforme.

La portée de ce résultat est étroitement liée à l'hypothèse selon laquelle l'augmentation de l'âge de départ à la retraite stabilise le ratio (durée de cotisation / durée de retraite). Empiriquement, cette condition implique une connaissance très précise des évolutions futures de l'espérance de vie et qui fait pour l'essentiel défaut aujourd'hui. Si cette condition n'est plus respectée, le revenu permanent est modifié et l'augmentation de l'âge de départ à la retraite se traduit par un impact non nul sur les comportements optimaux des ménages. De fait, l'élasticité de l'offre de travail d'un jeune à l'âge de départ à la retraite à espérance de vie inchangée (donc à durée de retraite plus courte) est significativement négative (cf. figure 13).

### 2.4 Le cas des éligibles au minimum: sur-pénalisation de l'offre de travail en cas de hausse des cotisations sociales

Pour les éligibles au minimum vieillesse, le régime de retraite n'est plus contributif. Les réformes des retraites sont donc susceptibles d'avoir des effets significativement différents pour cette population à bas revenus.

Les simulations numériques présentées ici utilisent la version du modèle avec minimum vieillesse pour un individu à carrière semi-complète ( $\beta_i = 0,5$ ).<sup>30</sup> Selon son niveau de productivité et de

<sup>28</sup> Les graphiques associés à un actif âgé sont similaires et ne sont pas présentés ici.

<sup>29</sup> Ce résultat est toutefois lié à la nature de l'équilibre modélisé, qui est un équilibre partiel où le taux d'intérêt est constant. Les modèles d'équilibre général présentent l'avantage d'endogénéiser le taux d'intérêt (dont les variations au cours du temps demeurent cependant contenues, cf. Cournède et GOnand, 2006).

<sup>30</sup> Si sa carrière était complète, il ne serait pas éligible au minimum vieillesse, même en n'étant rémunéré qu'au SMIC (cf. *supra*).

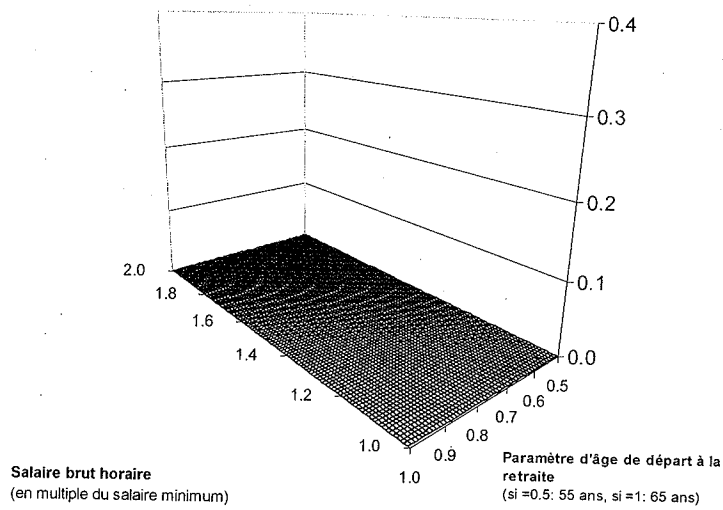


Figure 11: Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport à l'âge de la retraite (à ratio (durée de retraite / durée d'activité) inchangé)

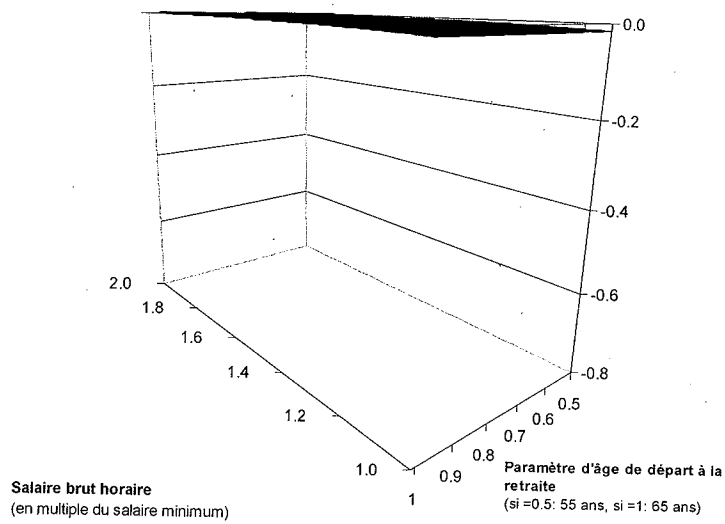


Figure 12: Elasticité de la consommation d'un actif jeune par rapport à l'âge de la retraite (à ratio (durée de retraite / durée d'activité) inchangé)

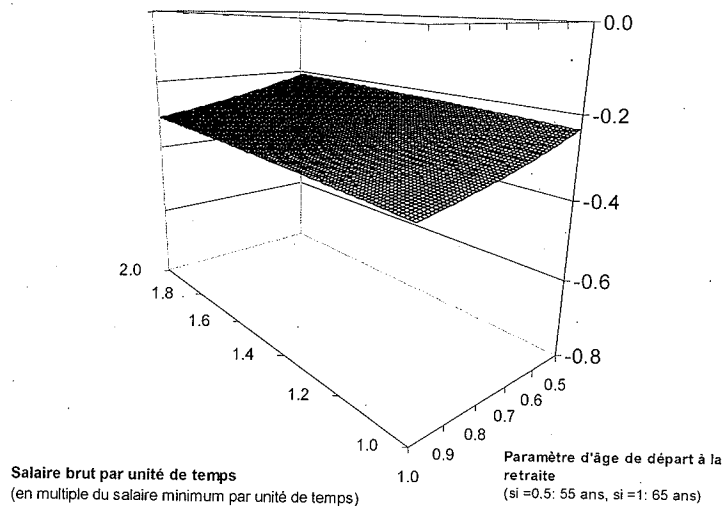


Figure 13: Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport à l'âge de la retraite (à espérance de vie inchangée)

rémunération ( $e_{iY}$ ), cet individu peut être éligible au minimum vieillesse. Le choix de la valeur de  $\beta_i = 0,5$  dans cette sous-section n'entraîne aucune perte de généralité.<sup>31</sup>

Les figures 14 et 15 présentent respectivement l'élasticité de l'offre de travail et de la consommation au taux de cotisations sociales  $\tau$  d'un jeune actif à carrière semi-complète ( $\beta_i = 0.5$ ). Les effets d'une variation marginale de  $\tau$  sur les comportements courants des individus non éligibles (et tels que  $\beta_i \leq 1$ ) sont très proches de ceux obtenus pour les individus à carrière complète ( $\beta_i = 1$ ).

En revanche, les élasticités sont significativement plus importantes en valeur absolue pour les individus éligibles au minimum vieillesse. Graphiquement, le passage entre les deux sous-espaces d'éligibilité ou de non éligibilité dans les figures 14 et 15 se matérialise par une discontinuité sur la surface des élasticités, qui se situe au niveau de la frontière d'éligibilité. Plus le taux de cotisations sociales est élevé, plus cette discontinuité est importante.

L'existence de cette discontinuité traduit un mécanisme simple. Dans le cas d'un individu non éligible, l'effet distorsif sur le temps de travail lié à une hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) se traduit par un montant de pension future plus faible car l'individu diminue son offre de travail à laquelle sa pension future est proportionnelle. Dans le cas d'un individu éligible, une baisse du temps de travail liée à une hausse de ( $\tau$ ) n'a en revanche aucun effet défavorable sur le montant de sa pension qui est par définition égale au minimum vieillesse  $\bar{\sigma}$ . Par conséquent, l'individu éligible ajuste davantage son temps de travail à la baisse en cas d'alourdissement des prélèvements obligatoires qu'un individu non éligible, qui tient compte de l'impact de son niveau

<sup>31</sup> S'agissant de variations marginales des paramètres, le régime de retraite est toujours supposé équilibré. La variation d'un de ses paramètres ne se traduit donc par aucun ajustement pour les autres paramètres dans les calculs qui suivent.

d'offre de travail courante sur le montant de sa retraite future et ajuste son temps de travail dans une mesure moindre. L'impact d'une hausse de  $\tau$  sur l'offre de travail et le revenu permanent d'un individu éligible est donc relativement plus important à l'optimum que s'il n'avait pas été éligible. L'élasticité de la consommation à la taxe est en conséquence aussi plus élevée que celle d'un individu non éligible (Figure 15).<sup>32</sup>

Au total, les mécanismes de redistribution intra-générationnelle à la marge sont plus importants en cas d'introduction d'un minimum vieillesse. Les effets distorsifs d'une hausse de cotisations sociales sont plus importants pour les éligibles au minimum vieillesse que pour les non éligibles.

La figure 16 présente l'élasticité de l'offre de travail d'un jeune actif à carrière semi-complète ( $\beta_i = 0.5$ ) par rapport au taux de remplacement ( $\mu$ ).<sup>33</sup> Pour les individus non éligibles ( $\beta_i \leq 1$ ), les effets sur les comportements optimaux d'une variation marginale de  $\mu$  sont une nouvelle très proches de ceux obtenus *supra* relatifs aux individus travaillant à temps plein ( $\beta_i = 1$ ).

Pour un individu éligible cependant, les élasticités des comportements optimaux au taux de remplacement deviennent nulles. Une modification marginale du taux de remplacement  $\mu$  n'a, toutes choses égales par ailleurs, aucun impact sur son revenu de remplacement durant sa période de retraite, qui est égal au minimum vieillesse. Une variation de  $\mu$  à la marge ne modifie donc pas les comportements optimaux des individus éligibles au minimum vieillesse.<sup>34</sup>

Ce résultat ne doit pas être surinterprété dans la mesure où il repose sur l'hypothèse de stabilité de la valeur du minimum vieillesse. Comme on l'a vu *supra* (4.2.2) au sujet de la frontière d'éligibilité au minimum, cette hypothèse n'est guère réaliste car elle contredit l'objectif de maîtrise des dépenses de retraite associé à une réforme diminuant le taux de remplacement ( $\mu$ ). Dans les simulations de l'impact des réformes des retraites sur le bien-être, le niveau du minimum vieillesse sera ajusté à la baisse (cf. section suivante).

Enfin, l'élasticité des comportements optimaux à l'âge de départ en retraite, sous l'hypothèse d'un ratio (durée de retraite / durée d'activité) constant, demeure nulle pour tous les individus, y compris pour ceux qui sont éligibles au minimum vieillesse.<sup>35</sup>

En conclusion de cette section, les calculs d'élasticités des comportements des ménages dans le modèle montrent que les effets distorsifs à la marge sont relativement plus importants en cas de hausse du taux de cotisations sociales, plus contenus en cas de baisse du taux de remplacement et nuls en cas de hausse de l'âge de départ à la retraite sous la condition forte de stabilité du ratio (durée de retraite / durée de cotisation). Dans le cas d'une réforme augmentant le taux de cotisations sociales ( $\tau$ ), la réforme pèse relativement plus, à la marge, sur l'offre de travail des éligibles au minimum vieillesse, qui sont naturellement les plus bas revenus de la population.

Les effets distorsifs ne constituent qu'un mécanisme parmi ceux qui sont impliqués par une réforme des retraites. La section III porte sur l'ensemble des effets associés à des modifications non marginales des paramètres.

<sup>32</sup> Les surfaces d'élasticités optimales obtenues pour les actifs âgés présentent une forme similaire à celles obtenues pour les actifs jeunes. Elles ne sont pas présentées ici.

<sup>33</sup> La variation de  $\mu$  étant supposée marginale, le régime de retraite reste à l'équilibre et  $\tau$  est donc ici inchangé.

<sup>34</sup> Les surfaces d'élasticités optimales obtenues pour les actifs âgés présentent une physionomie similaire à celles obtenues pour les actifs jeunes. Les effets de redistribution intergénérationnelle sont identiques à ceux décrits *supra* pour les individus à carrière complète et traduisent les mêmes intuitions et mécanismes économiques.

<sup>35</sup> Les graphiques ne sont pas présentés ici. Cf. Figures 11 et 12.

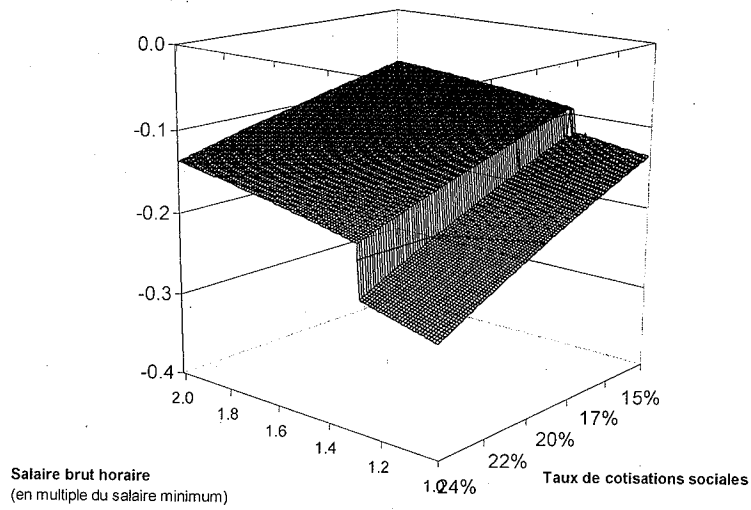


Figure 14: Elasticité de l'offre de travail d'un jeune à carrière semi-complète par rapport au taux de cotisations sociales

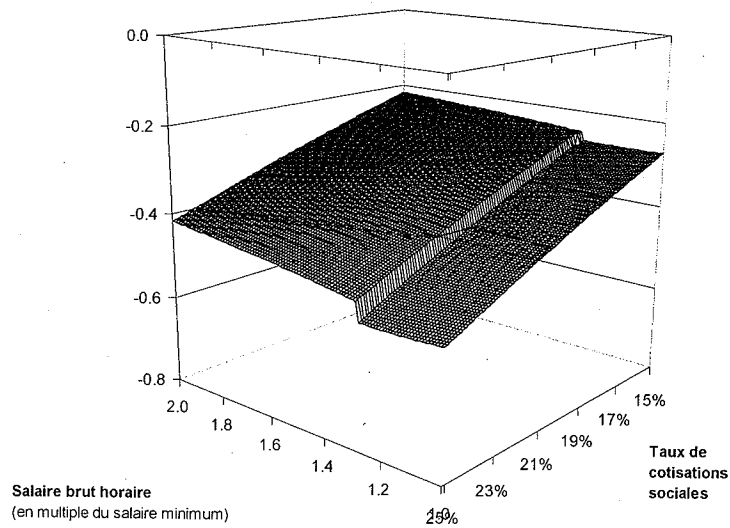


Figure 15: Elasticité de la consommation d'un jeune à carrière semi-complète par rapport au taux de cotisations sociales

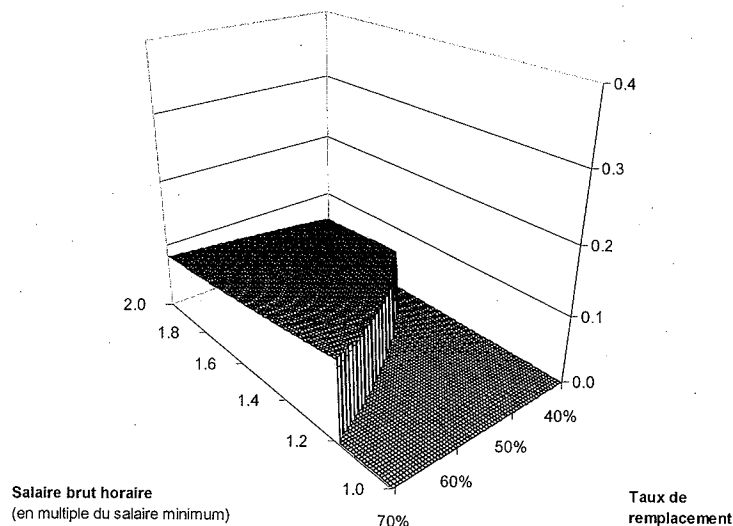


Figure 16: Elasticité de l'offre de travail d'un jeune à carrière semi-complète par rapport au taux de remplacement

### 3 Impact des réformes des retraites sur le bien-être selon le niveau de revenu

Cette section étudie les effets sur le bien-être intertemporel des différentes réformes des retraites.

Une réforme peut ne pas modifier les comportements optimaux tout en modifiant le bien-être intertemporel. C'est le cas d'une augmentation de l'âge de départ à la retraite à rapport (durée de retraite / durée d'activité) constant, qui pèse sur le bien-être, toutes choses égales par ailleurs, en lien avec le coût en bien-être associé à un allongement de la durée d'activité, qui est égal à  $\alpha(1 - z)$  dans la fonction d'utilité (cf. *supra*).

L'utilisation des niveaux d'utilités intertemporelles permet une analyse globale des effets de redistribution intra-générationnelle associés aux réformes des retraites.<sup>36</sup> La distinction de deux catégories d'actifs (jeunes ou âgés) permet aussi d'observer les principales caractéristiques des effets de redistribution inter-générationnelle.

Dans un premier temps, l'analyse porte sur le bien-être des individus à carrière complète ( $\beta_i = 1$ ) et utilise les résultats du modèle restreint qui n'inclut pas de minimum vieillesse. Dans un second temps, l'analyse porte sur les individus à carrière incomplète ( $\beta_i \leq 1$ ), qui sont le plus souvent des bas revenus, éventuellement éligibles au minimum vieillesse.

Pour tous les individus et dans tous les scénarios, l'augmentation de l'espérance de vie à 83.5 ans dans le modèle après choc démographique et réforme des retraites exerce toutes choses égales

<sup>36</sup>L'analyse porte sur la population dont les revenus totaux bruts sont compris entre 1 et 2 SMIC, l'équivalent du SMIC dans le modèle étant défini comme le revenu total brut de l'individu recevant le salaire horaire le plus bas de la cohorte. Environ 85% de la population active française est aujourd'hui rémunérée entre 1 et 2 SMIC horaire.

par ailleurs un effet favorable sur le bien-être car elle se traduit par un allongement de la durée de retraite pendant laquelle l'individu reçoit une pension du régime de retraite.

Chaque type de réforme se traduit aussi par des coûts directs en bien-être pour les individus, soit sous forme de cotisations sociales ( $\tau$ ) plus élevées, soit sous forme de pensions plus faibles (baisse de  $\mu$ ), soit sous forme d'un coût en bien-être lié à l'allongement de la durée d'activité ( $z$ ).

A ces effets directs s'ajoutent les effets distorsifs étudiés *supra*. Les modifications associées des comportements optimaux des ménages influencent aussi le taux d'épargne optimal des ménages et par conséquent les revenus d'intérêts et le revenu permanent. Par exemple, une augmentation du taux de cotisations sociales déprime le taux d'épargne et donc les revenus d'intérêt et le revenu permanent dans le modèle. Une baisse du taux de remplacement a un effet de signe opposé sur le taux d'épargne et les revenus d'intérêt.

Deux particularités caractérisent les réformes augmentant l'âge de départ à la retraite. Si l'allongement de la période d'activité pèse sur le bien-être en lien avec le coût de la renonciation au loisir mesuré par  $\alpha(1 - z)$  dans le modèle, il permet aussi d'augmenter les revenus d'activité perçus pendant la deuxième période, ce qui constitue un gain en bien-être relativement aux deux réformes sans modification de l'âge de la retraite. Par ailleurs, une hausse de l'âge de départ en retraite permet de limiter sensiblement l'ampleur des ajustements complémentaires du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) ou du taux de remplacement ( $\mu$ ) par rapport aux réformes utilisant ces deux paramètres à titre d'unique moyen de réforme.

Enfin, l'intensité de l'ensemble de ces mécanismes est susceptible de varier en fonction du niveau de salaire horaire et de l'âge.

La finalité du modèle est de mesurer l'effet net sur le bien-être de l'ensemble de ces mécanismes dans un cadre cohérent et de les comparer selon les réformes des retraites, avec une attention particulière aux bas revenus (carrières incomplètes, éligibles au minimum vieillesse).

### 3.1 Réformes des retraites et individus à carrière complète: l'augmentation de l'âge de la retraite moins coûteuse en bien-être

L'analyse porte dans un premier temps sur les seuls individus à carrière complète ( $\beta_i = 1$ ). La figure 17 présente l'impact global des réformes paramétriques sur le bien-être intertemporel des individus à carrière complète. Elle met en évidence plusieurs résultats:

- pour tous les individus à carrière complète, la réforme augmentant l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) avec hausse limitée du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) est celle qui pèse le moins sur le bien-être intertemporel parmi les scénarios envisagés. Ce résultat est lié notamment à l'absence d'effets distorsifs de l'augmentation de l'âge de la retraite en soi - si le ratio (durée de cotisation / durée de retraite) reste constant - et à son impact modérateur très sensible sur la hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) nécessaire pour équilibrer le régime.
- une réforme augmentant l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) avec baisse complémentaire du taux de remplacement ( $\mu$ ) est pareto-améliorante pour les jeunes actifs à carrière complète par rapport aux scénarios sans augmentation de l'âge de la retraite; mais pas pour les actifs âgés dont le bien-être est moins pénalisé par une réforme avec hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) à âge de la retraite inchangé. Ces résultats ont été déjà obtenus en équilibre général dans Gonand



(2006) qui montre qu'une baisse du taux de remplacement ( $\mu$ ) pèse sensiblement plus sur le bien-être intertemporel des actifs âgés qu'une hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ), et qu'une hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) pèse davantage sur le bien-être des jeunes actifs que sur celui des actifs âgés.

- l'ampleur des mécanismes de redistribution intra-générationnelle demeure limitée dans tous les scénarios. Dans tous les cas, le bien-être des individus les plus productifs est relativement plus influencé que celui des agents plus pauvres. L'ampleur contenue de la redistribution intra-générationnelle traduit notamment le caractère purement bismarkien du régime de retraite étudié, où les pensions sont proportionnelles aux salaires passés (cf. Pestieau, 1997).

- le modèle en équilibre partiel suggère que les effets de redistribution intergénérationnelle associés à une diminution du taux de remplacement ( $\mu$ ) seraient très faibles. En effet, les pertes de bien-être des actifs jeunes sont pratiquement identiques à celles des actifs âgés.

Ce résultat contraste avec ceux obtenus à partir du modèle en équilibre général développé par Gonand (2007), où ce type de réforme était nettement plus défavorable pour les actifs âgés que pour les actifs jeunes. La différence entre les résultats obtenus tient à l'existence de mécanismes modifiant la rémunération des facteurs de production dans le modèle en équilibre général, et qui ne sont par définition pas pris en compte dans une modélisation en équilibre partiel. Le modèle en équilibre partiel ne tient en particulier pas compte de l'impact favorable significatif de cette réforme sur le taux de croissance du salaire dans un contexte de *capital deepening* et son effet dépressif durable sur le taux d'intérêt qui rémunère le capital. Or l'impact net de ces deux mécanismes est moins favorable pour des actifs âgés au moment de la réforme que pour des actifs jeunes. Ces derniers tirent en effet profit du dynamisme renforcé des salaires sur une période plus longue. En revanche, leur perte de revenus d'intérêt liée au fléchissement des taux est très limitée car leur capital accumulé en fin de période de jeunesse est faible en lien avec les comportements d'optimisation induits par la théorie du cycle de vie.

Au total, les simulations en équilibre partiel dans les modèles sans carrières incomplètes ( $\beta_i = 1$ ) montrent qu'au sein des 4 scénarios envisagés existe une réforme pareto-améliorante, qui utilise l'augmentation de l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) comme principal levier pour préserver l'équilibre d'un régime par répartition. Pour tous les individus, une augmentation de l'âge de départ à la retraite avec hausse limitée du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) se traduit par des effets moins défavorables sur le bien-être que dans des scénarios de hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) ou de baisse du taux de remplacement ( $\mu$ ) sans modification de l'âge de départ en retraite ( $z$ ).

Au sein des réformes avec hausse de l'âge de départ à la retraite, les résultats obtenus en équilibre partiel plaident en faveur d'une hausse complémentaire relativement contenue du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) plutôt qu'un ajustement complémentaire à la baisse du taux de remplacement ( $\mu$ ). Ce résultat doit cependant être interprété avec prudence. Comme indiqué *supra*, une modélisation en équilibre partiel n'est pas à même de tenir compte de tous les effets sur la croissance économique, le bien-être des ménages et en particulier la rémunération des facteurs de production qui sont associés à une diminution du taux de remplacement dans un modèle d'équilibre général, et qui ne sont pas négligeables ni nécessairement défavorables. En outre, la prise en compte de la situation des individus à carrière incomplète amène à nuancer ce résultat obtenu pour les seuls agents à carrière complète.

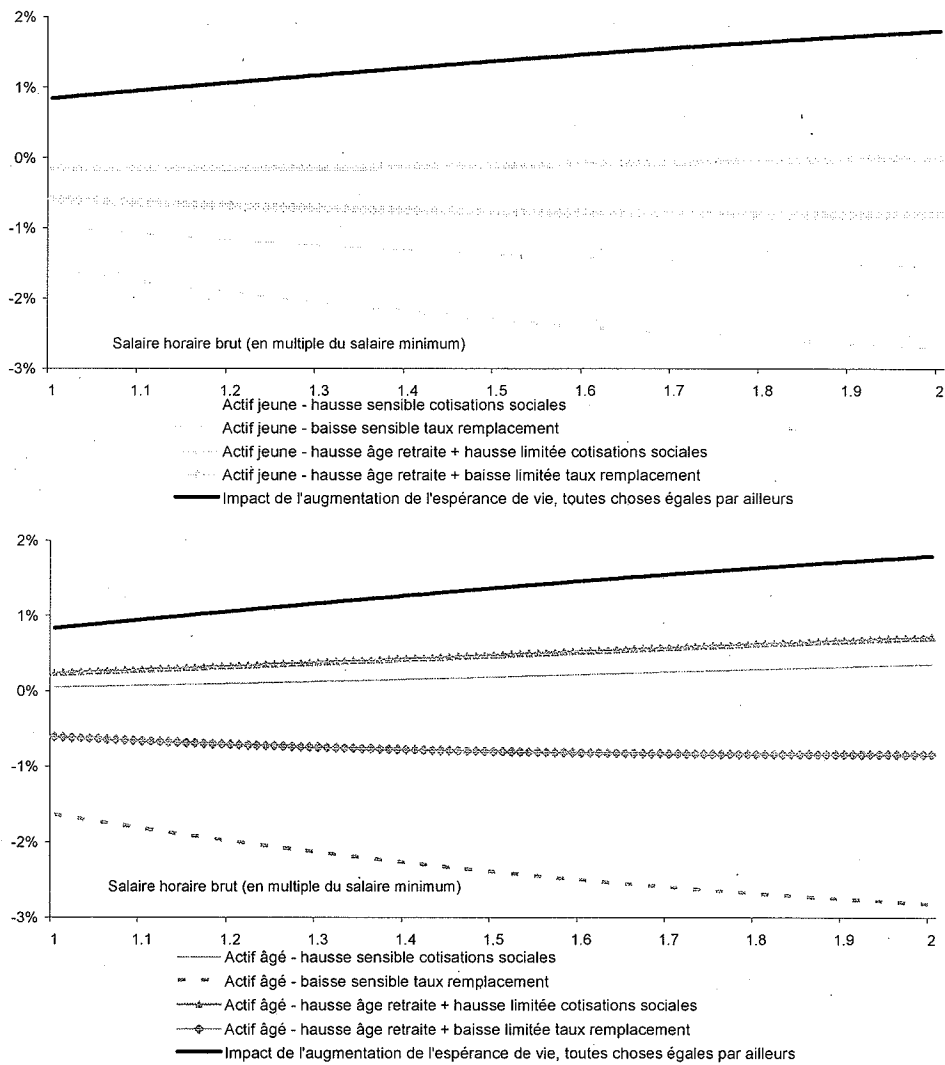


Figure 17: Perte / gain de bien-être intertemporel selon le type de réforme et le niveau de salaire horaire dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

### 3.2 Réformes des retraites et carrières incomplètes: l'augmentation du taux de cotisations sociales encore plus pénalisante

La section précédente ne portait que sur les seuls individus à carrière complète. Or il est intéressant d'utiliser le modèle avec minimum vieillesse pour calculer les effets des réformes sur le bien-être des populations à carrière incomplète ( $\beta_i < 100\%$ ), qui sont le plus souvent à bas revenus et peuvent éventuellement être éligibles au minimum vieillesse.

La figure 18 présente l'impact sur le bien-être intertemporel d'une réforme augmentant le taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) dans un contexte de vieillissement démographique et d'augmentation de l'espérance de vie. L'effet sur le bien-être intertemporel de la réforme correspond à l'écart entre l'utilité intertemporelle de l'individu dans le modèle avant le choc démographique et la réforme, et l'utilité intertemporelle dans le modèle avec choc démographique et réforme. Pour un individu à carrière complète, les résultats sont par construction identiques à ceux obtenus dans la version du modèle sans minimum vieillesse (cf. *supra*).

L'extension du modèle à la prise en compte des individus à carrière incomplète montre que:

- les effets de redistribution intra-générationnelle associés à une hausse du taux de cotisations sociales sont relativement importants et particulièrement défavorables aux bas revenus à carrière incomplète, qu'ils soient ou non éligibles au minimum vieillesse. Les pertes de bien-être en cas de relèvement des cotisations sociales sont en effet sensiblement plus importantes chez les individus à carrière incomplète que chez les individus à carrière complète, notamment chez les jeunes actifs.

- au sein de la population à carrière incomplète, les pertes de bien-être des individus éligibles au minimum vieillesse sont proches de celles des agents non éligibles. L'existence d'un minimum vieillesse ne permettrait donc pas de modérer sensiblement les effets redistributifs intra-générationnels relativement importants et défavorables associés à une augmentation du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) sur les bas revenus. Pour les éligibles, l'introduction d'un minimum vieillesse se traduit par une élasticité de la consommation relativement plus importante que celle des non éligibles et une élasticité du loisir elle-même plus importante (cf. *supra*). L'impact net de ces deux effets de sens opposé est faible et se traduit graphiquement par une petite discontinuité observable au niveau de la frontière d'éligibilité.

La figure 19 présente l'impact sur le bien-être intertemporel d'une baisse du taux de remplacement ( $\mu$ ) suite au choc de vieillissement et à la réforme des retraites. Pour un individu à carrière complète ( $\beta_i = 100\%$ ), les résultats sont identiques à ceux obtenus dans la version du modèle sans minimum vieillesse.<sup>37</sup> L'extension du modèle à la prise en compte des individus à carrière incomplète montre que:

- les carrières incomplètes ne sont pas significativement plus pénalisées que les individus à carrière complète en cas de baisse du taux de remplacement ( $\mu$ ). Les effets de redistribution intra-générationnelle sont ici très contenus, contrairement au scénario avec hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ).

---

<sup>37</sup> Par rapport à une augmentation du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ), cette réforme pèse davantage sur le bien-être des actifs âgés et relativement moins sur le bien-être des actifs jeunes - un résultat aussi obtenu avec les modèles en équilibre général. La redistribution intragénérationnelle est contenue et légèrement plus favorable pour les bas revenus.

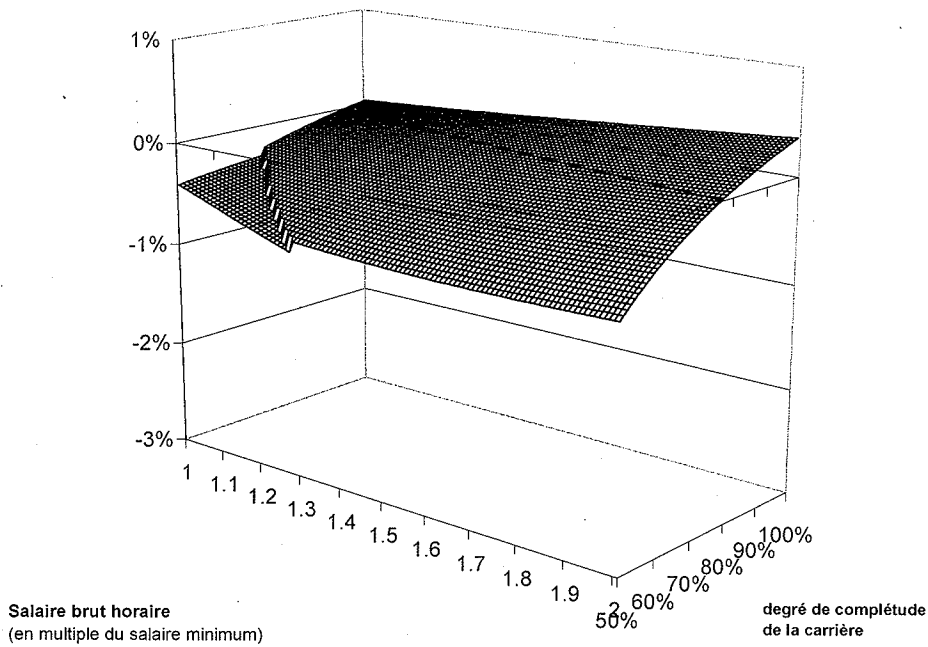
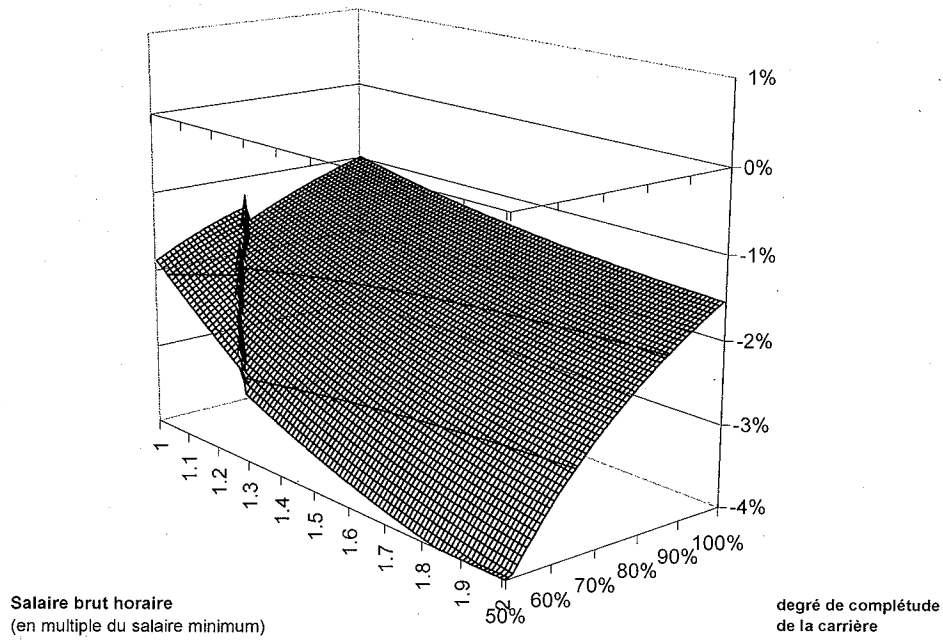


Figure 18: Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites augmentant le taux de cotisations sociales dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

- pour les jeunes à carrière incomplète, la perte de bien-être est plus faible en cas de baisse du taux de remplacement ( $\mu$ ) qu'en cas de hausse du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ). Pour les actifs âgés, on retrouve la hiérarchie inverse, où une hausse du taux de cotisations sociales pèse moins sur leur bien-être intertemporel qu'une diminution du montant de leur pension future.

- l'introduction du minimum vieillesse ne modifie pas significativement la situation des individus éligibles au minimum par rapport aux agents à carrière incomplète mais non éligibles.

La figure 20 présente l'impact sur le bien-être intertemporel d'une réforme augmentant l'âge de départ en retraite ( $z$ ), stabilisant le ratio (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte d'allongement de l'espérance de vie, et incorporant un ajustement complémentaire limité du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ).

- cette réforme pèse sensiblement moins sur le bien-être intertemporel que les scénarios où l'âge de départ à la retraite demeure inchangé. Ce résultat est valable pour tous les individus, que les carrières soient complètes ou non, et que les agents soient éligibles ou non au minimum vieillesse. Les effets de redistribution inter-temporelle sont par ailleurs relativement limités.

- les effets de redistribution intra-générationnelle et de l'existence d'un minimum vieillesse sont très contenus. L'effet sur le bien-être des individus éligibles au minimum vieillesse est pratiquement identique à celui des agents non éligibles. La discontinuité au niveau de la frontière d'éligibilité apparaît très limitée.

Enfin, la figure 21 présente l'impact sur le bien-être intertemporel d'une réforme augmentant l'âge de départ en retraite, stabilisant le ratio (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte d'allongement de l'espérance de vie, et incorporant une baisse complémentaire du taux de remplacement ( $\mu$ ):

- cette réforme pèse sensiblement moins sur le bien-être intertemporel que les scénarios où l'âge de départ à la retraite ( $z$ ) demeure inchangé, et les effets de redistribution intra-générationnelle et de l'existence d'un minimum vieillesse sont très contenus.

- cette réforme se traduit par des effets inter-générationnels plus limités que dans le scénario de réforme avec hausse de l'âge de départ en retraite ( $z$ ) et augmentation limitée du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ). Néanmoins, comme indiqué *supra*, une modélisation en équilibre partiel n'est probablement pas la plus à même de tenir compte de l'ensemble des facteurs intervenant dans la redistribution inter-générationnelle, qui peut être significativement influencée par l'effet des réformes des retraites sur les prix des facteurs de production (salaire et taux d'intérêt). Ce résultat obtenu en équilibre partiel doit donc être interprété avec prudence.

- surtout, la prise en compte des agents à carrière incomplète a pour conséquence importante de rendre la réforme avec hausse de l'âge de la retraite ( $z$ ) et du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ) non paréto-améliorante, alors qu'elle était paréto-améliorante dans le modèle avec agents à carrière complète. En effet, la réforme avec hausse de l'âge de la retraite et baisse complémentaire du taux de remplacement ( $\mu$ ) est moins défavorable pour le bien-être des jeunes actifs à carrière incomplète et non éligibles au minimum vieillesse que le scénario avec hausse de l'âge de la retraite et du taux de cotisations sociales ( $\tau$ ).

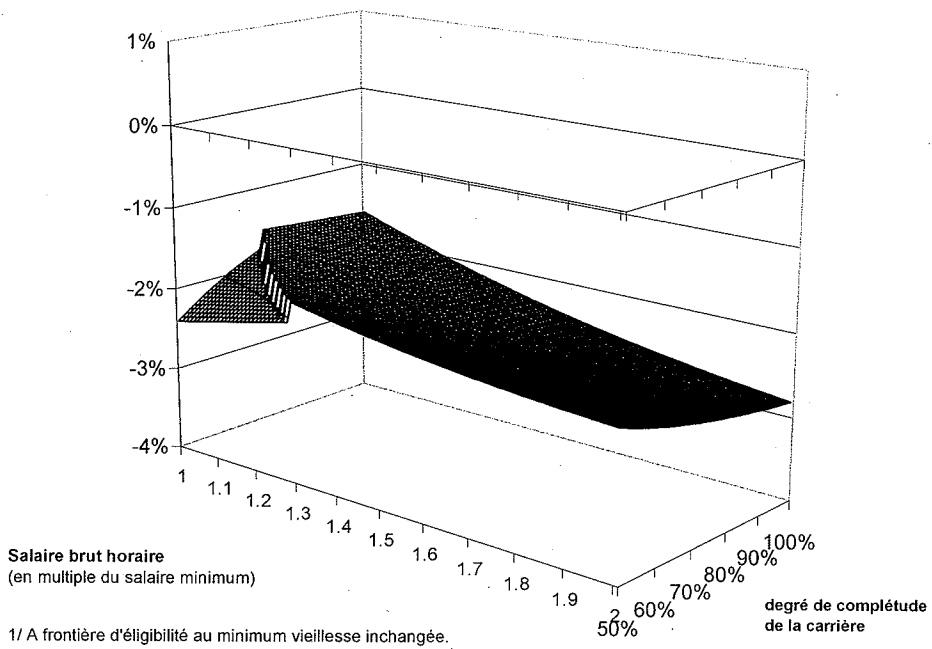
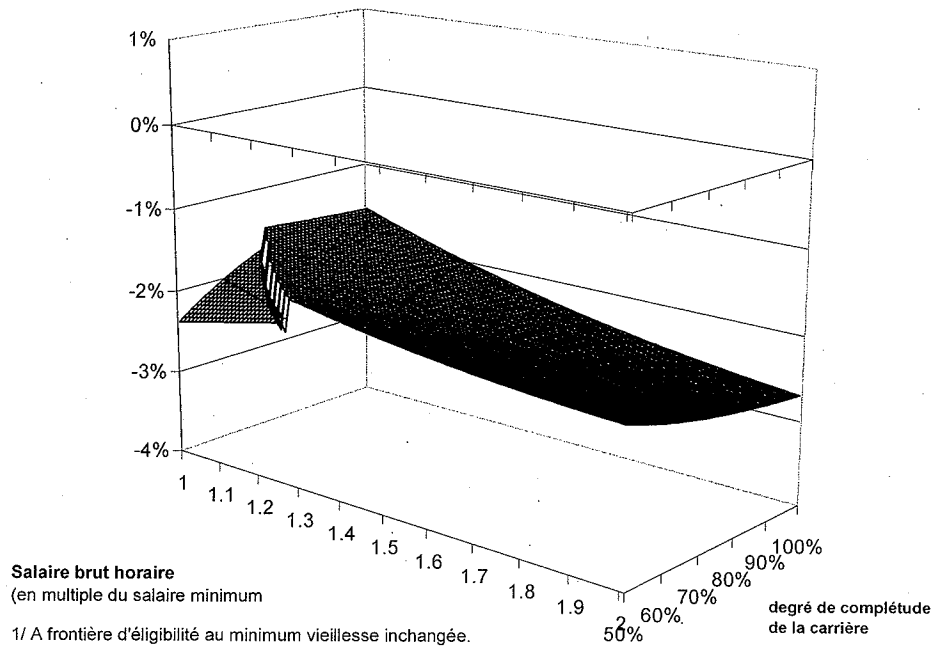


Figure 19: Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites diminuant le taux de remplacement dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

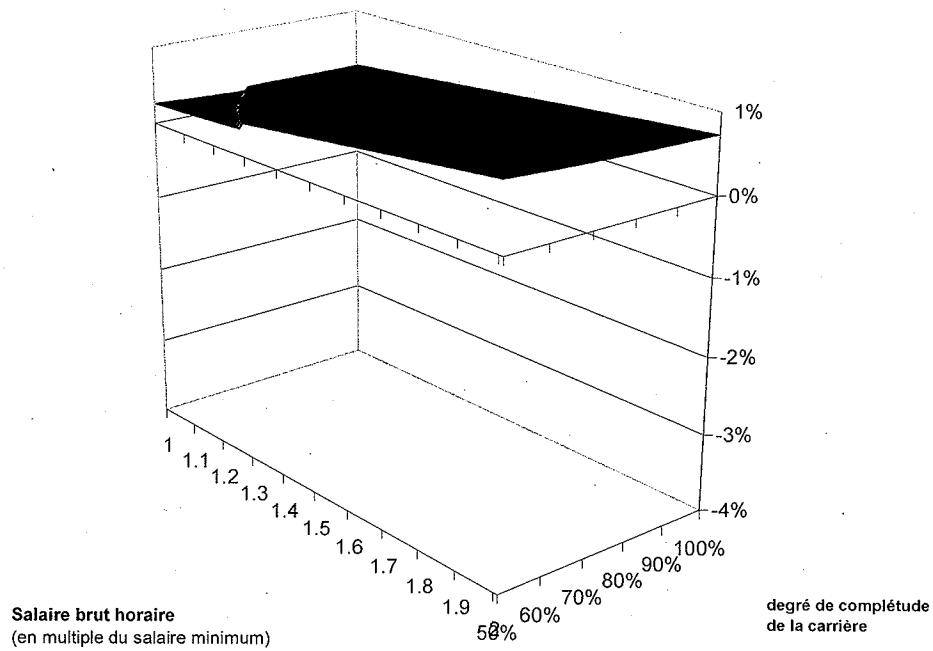
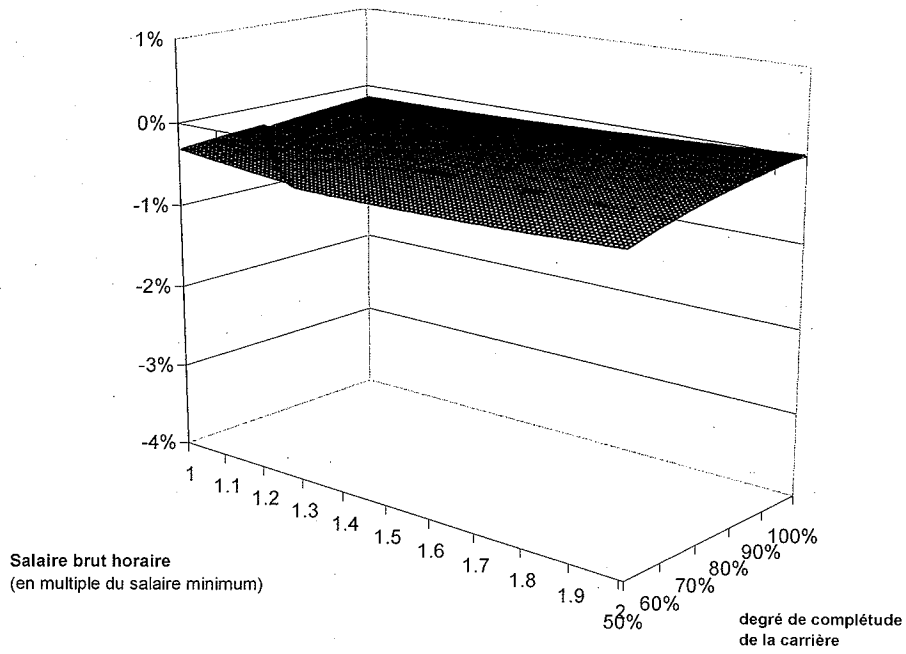


Figure 20: Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites augmentant l'âge de la retraite (avec hausse complémentaire du taux de cotisations sociales) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

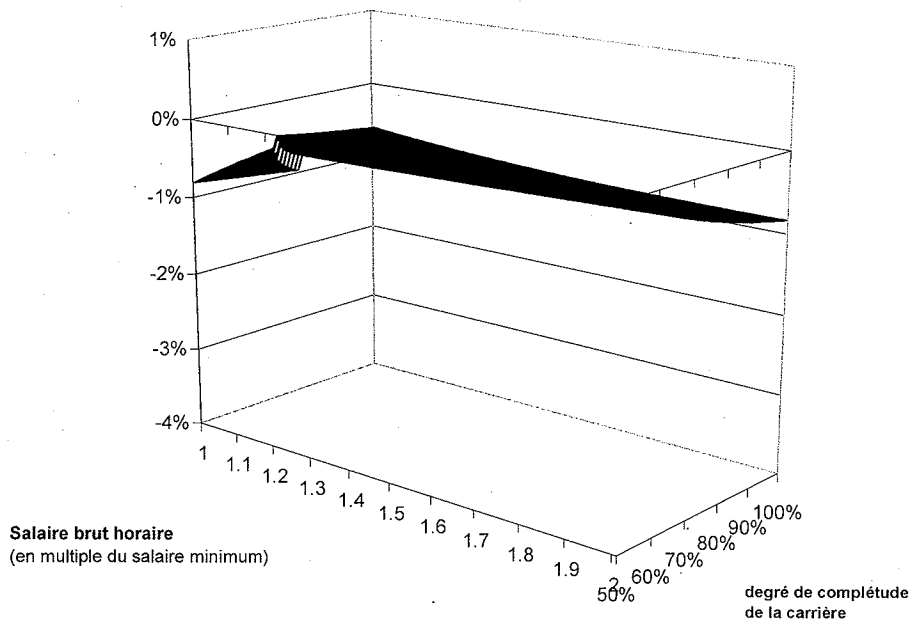
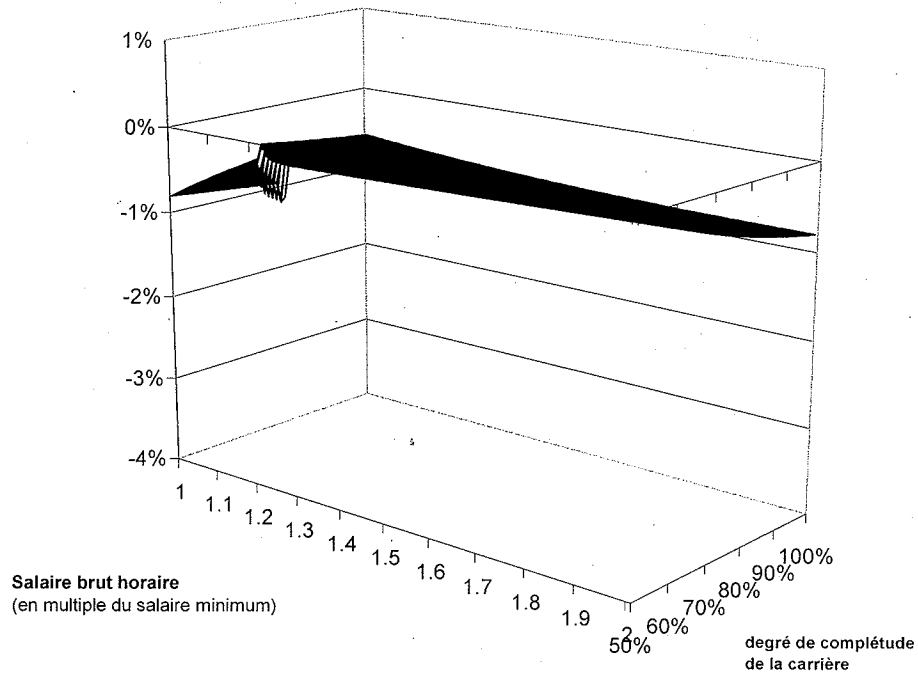


Figure 21: Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites augmentant l'âge de la retraite (avec baisse complémentaire du taux de remplacement) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie.



## 4 Conclusion

Cette étude des effets redistributifs associés à différentes réformes des retraites par répartition selon le revenu utilise un modèle analytique avec simulations numériques sur données réelles. Ses principaux résultats sont:

- une réforme augmentant l'âge de départ à la retraite de façon à maintenir constant le rapport (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie ne se traduit par aucun effet distorsif. Les effets distorsifs les plus importants sont obtenus dans le scénario avec hausse du taux de cotisations sociales sans modification de l'âge de départ à la retraite. En particulier, une hausse du taux de cotisations sociales à l'âge de départ à la retraite inchangé pèse relativement plus sur l'offre de travail des individus éligibles au minimum vieillesse.
- pour tous les individus, les réformes avec augmentation de l'âge de la retraite, sous la condition mentionnée *supra*, pèsent significativement moins sur le bien-être que les réformes ne modifiant pas l'âge de la retraite. Par ailleurs, elles modèrent sensiblement les effets de redistribution intra-générationnelle.
- en particulier, les réformes avec hausse de l'âge de départ à la retraite pèsent sensiblement moins sur le bien-être des individus à carrière incomplète (éligibles ou non au minimum vieillesse) et sur les jeunes actifs qu'une augmentation du taux de cotisations sociales.
- au sein des réformes avec hausse de l'âge de la retraite (qui peuvent incorporer soit une hausse complémentaire du taux de cotisations sociales soit une baisse complémentaire du taux de remplacement), aucune n'est pareto-améliorante dans le modèle avec carrières incomplètes. La prise en compte des bas revenus (agents à carrière incomplète, éventuellement éligibles au minimum vieillesse) est donc susceptible d'infléchir le choix du paramètre d'ajustement complémentaire à la réforme augmentant l'âge de la retraite dans ce modèle en équilibre partiel.

## A Annexe

Solutions du programme de maximisation pour les actifs jeunes dans le modèle sans minimum vieillesse:

$$c_{iY} = \frac{-b_{iY} + \sqrt{b_{iY}^2 - 4 \frac{[(1+\rho)^2 + 1 + \rho + \pi]}{(1+\rho)^2} d_{iY}}}{2 \left[ \frac{(1+\rho)^2 + 1 + \rho + \pi}{(1+\rho)^2} \right]}$$

$$c_{iM} = (1 + c_{iY}) \frac{(1+r)}{(1+\rho)} - 1 \quad ; \quad c_{iV} = (1 + c_{iY}) \left( \frac{1+r}{1+\rho} \right)^2 - 1$$

$$l_{iY} = \frac{(1 + e_{iY})(1 - \tau) + \frac{h\mu(1+e_{iY})}{(1+z)(1+r)^2}}{2\alpha(1 + c_{iY})}$$

$$l_{iM} = \frac{z(1 - \tau)(1 + e_{iY})(1 + \lambda) + \frac{h\mu z[(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)}}{2\alpha z(1 + c_{iY})} \frac{(1 + \rho)}{(1 + r)}$$

$$\text{avec } b_{iY} = \left[ \frac{(1+\rho)^2 + 2(1+\rho + \pi)}{(1+\rho)^2} - \frac{(1+r+\pi)}{(1+r)^2} \right]$$

$$\text{et } d_{iY} = \frac{(1+\rho + \pi)}{(1+\rho)^2} - \frac{(1+r+\pi)}{(1+r)^2} - (1+e_{iY})^2 \left[ \frac{\left[ 1 - \tau + \frac{h\mu}{(1+z)(1+r)^2} \right]^2}{2\alpha} + \frac{(1+\rho)(1+\lambda)^2 \left[ \frac{z(1-\tau)}{(1+r)} + \frac{hz\mu}{(1+z)(1+r)^2} \right]^2}{2\alpha z} \right]$$

Solutions du programme de maximisation pour les actifs âgés dans le modèle sans minimum vieillesse:

$$c_{iM} = \frac{-b_{iM} + \sqrt{b_{iM}^2 - 4 \frac{(1+\rho + \pi')}{(1+\rho)} d_{iM}}}{2 \left[ \frac{1+\rho + \pi}{(1+\rho)} \right]} \quad ; \quad c_{iV} = \frac{(1 + c_{iM})(1+r)}{(1+\rho)} - 1$$

$$l_{iM} = \frac{(1 + e_{iY})(1 + \lambda) \left[ (1 - \tau') + \frac{\mu'}{2(1+r)} \right]}{2\alpha(1 + c_{iM})}$$

$$\text{avec } b_{iM} = \left[ \frac{1+\rho + 2\pi'}{(1+\rho)} - \frac{\pi'}{(1+r)} - \frac{[h'\mu' l_{iY}(1+e^{iY})]}{(1+z')(1+r)} - \Omega_{iY}(1+r) \right]$$

$$\text{et } d_{iM} = \frac{\pi'}{(1+\rho)} - \frac{\pi'}{(1+r)} - \frac{h'\mu' l_{iY}(1+e^{iY})}{(1+z')(1+r)} - \frac{[(1+e^{iY})(1+\lambda)]^2 \left[ z'(1-\tau) + \frac{h'\mu'z'}{(1+z')(1+r)} \right]^2}{2\alpha z'} - \Omega_{iY}(1+r)$$

et où  $\Omega_{iY}$  et  $l_{iY}$  sont calculés à partir des valeurs des paramètres exogènes du modèle applicables au cours de la période de jeunesse. On vérifie que la richesse en fin de vie est nulle et qu'à valeurs identiques des paramètres, la valeur de  $c_{iM}$  issue de cette expression analytique est identique à celle obtenue dans le programme de maximisation des jeunes lorsqu'ils deviennent moyennement âgés.

Solutions du programme de maximisation pour les actifs jeunes dans le modèle avec minimum vieillesse:

Cas où l'individu n'est pas éligible au minimum vieillesse<sup>38</sup>:

$$c_{iY} = \frac{b_{iY}^* + \sqrt{(b_{iY}^*)^2 - 4 \frac{(1+\rho)^2 + 1 + \rho + \pi}{(1+\rho)^2} d_{iY}^*}}{2 \frac{(1+\rho)^2 + 1 + \rho + \pi}{(1+\rho)^2}}$$

$$c_{iM} = \frac{(1 + c_{iY})(1 + r)}{(1 + \rho)} - 1 \quad ; \quad c_{iV} = (1 + c_{iY}) \left( \frac{1 + r}{1 + \rho} \right)^2 - 1$$

$$l_{iY} = \frac{\left[ (1 + e^{iY})(1 - \tau) + \frac{h\beta_i\mu(1+e^{iY})}{(1+z)(1+r)^2} \right]}{2\alpha(1 + c_{iY})}$$

$$l_{iM} = \frac{\left[ z(1 - \tau)(1 + e^{iY})(1 + \lambda) + \frac{h\beta_i\mu z[(1+e^{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)} \right]}{2\alpha z(1 + c_{iY})} \frac{(1 + \rho)}{(1 + r)}$$

$$\text{avec } b_{iY}^* = \frac{(1+\rho)^2 + 2(1+\rho+\pi)}{(1+\rho)^2} - \frac{(1+r+\pi)}{(1+r)^2}$$

$$\text{et } d_{iY}^* = \frac{(1+\rho+\pi)}{(1+\rho)^2} - \frac{(1+r+\pi)}{(1+r)^2} - \frac{(1+e^{iY})^2 \left( \left[ (1-\tau) + \frac{h\beta_i\mu}{(1+z)(1+r)^2} \right]^2 + \frac{(1+\rho)(1+\lambda)^2}{z} \left[ \frac{z(1-\tau)}{(1+r)} + \frac{h\beta_i\mu z}{(1+z)(1+r)^2} \right]^2 \right)}{2\alpha}$$

Pour  $\beta_i = 1$ , la solution en  $c_{iY}$  est identique à celle du modèle sans minimum vieillesse (cf. sous-section 4.2.1).

Pour les actifs âgés, une modification non anticipée des paramètres exogènes par rapport à leur niveau de la période de jeunesse modifie l'ensemble d'information et rend nécessaire un calcul de réoptimisation. On a alors:<sup>39</sup>

$$c_{iM} = \frac{-b_{iM}^* + \sqrt{(b_{iM}^*)^2 - 4 \frac{1+\rho+\pi'}{(1+\rho)} d_{iM}^*}}{2 \frac{1+\rho+\pi'}{(1+\rho)}}$$

$$l_{iM} = \frac{\left[ z'(1 - \tau')(1 + e^{iY})(1 + \lambda) + \frac{h'\beta_i\mu'z'[(1+e^{iY})(1+\lambda)]}{(1+z')(1+r)} \right]}{2\alpha z'(1 + c_{iY})}$$

$$\text{avec } b_{iM}^* = \frac{1+\rho+2\pi'}{(1+\rho)} - \frac{\pi'}{(1+r)} - \Omega_{iY}(1+r) - \frac{h'\beta_i\mu'l_{iY}(1+e^{iY})}{(1+z')(1+r)^2}$$

$$\text{et } d_{iM}^* = \frac{\pi'}{(1+\rho)} - \frac{\pi'}{(1+r)} - \Omega_{iY}(1+r) - l_{iY} \frac{h'\beta_i\mu'(1+e^{iY})}{(1+z')(1+r)^2} - \frac{\left[ [(1+e^{iY})(1+\lambda)] \left( z'(1-\tau') + \frac{h'\beta_i\mu'z'}{(1+z')(1+r)} \right) \right]^2}{2\alpha z'}$$

<sup>38</sup> i.e., si  $\beta^i\mu \frac{[l_{iY}(1+e^{iY}) + z'l_{iM}(1+e^{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)} > \bar{\sigma} = \Gamma \frac{1}{1+z} [l_{e_{iY}=0}^{iY} + z l_{e_{iY}=0}^{iM}(1+\lambda)]$

<sup>39</sup> Le programme consiste à maximiser  $w_{iM} = U(c_{iM}) + \frac{1}{1+\rho}U(c_{iV}) + \alpha V(l_{iM})$  sous la contrainte budgétaire  $c_{iM} + \frac{\pi'}{(1+r)}c_{iV} = \Omega_{iY}(1+r) + z'l_{iM}(1-\tau')(1+e_{iY})(1+\lambda) + h'\beta_i\mu' \frac{[l_{iY}(1+e^{iY}) + z'l_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z')(1+r)}$  où  $\Omega_{iY} = l_{iY}(1-\tau)(1+e_{iY}) - c_{iY}$  désigne l'épargne optimale au cours de la période de jeunesse en fonction de la valeur des paramètres du modèle valables à cette période.

où  $\Omega_{iY}$  et  $\ell_{iY}$  sont calculés à partir des valeurs des paramètres exogènes du modèle applicables au cours de la période de jeunesse, avant la modification des paramètres du régime de retraite. Pour  $\beta^i = 1$ , la solution est identique à celle du modèle sans minimum vieillesse.<sup>40</sup>

Les individus retraités consomment le montant de leur retraite non imposable ( $\sigma^i$ ) augmenté de leur richesse accumulée optimale ( $\Omega_{iM}(1+r)$ ).

*Cas où l'individu est éligible au minimum vieillesse:*<sup>41</sup>

$$\begin{aligned} c_{iY} &= \frac{-b_{iY}^{**} + \sqrt{(b_{iY}^{**})^2 - 4\frac{1+\rho+\pi}{(1+\rho)}d_{iY}^{**}}}{2\frac{1+\rho+\pi}{(1+\rho)}} \\ c_{iM} &= \frac{(1+c_{iY})(1+r)}{(1+\rho)} - 1 ; \quad c_{iV} = (1+c_{iY})\left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)^2 - 1 \\ \ell_{iY} &= \frac{(1+e^{iY})(1-\tau)}{2\alpha(1+c_{iY})} ; \quad \ell_{iM} = \frac{[z(1-\tau)(1+e^{iY})(1+\lambda)](1+\rho)}{2\alpha z(1+c_{iY})(1+r)} \end{aligned}$$

$$\text{avec } b_{iY}^{**} = \frac{(1+\rho)^2 + 2(1+\rho+\pi)}{(1+\rho)^2} - \frac{(1+r+\pi)}{(1+r)^2} - \frac{h\bar{\sigma}}{(1+r)^2}$$

$$\text{et } d_{iY}^{**} = \frac{(1+\rho+\pi)}{(1+\rho)^2} - \frac{(1+r+\pi)}{(1+r)^2} - \frac{h\bar{\sigma}}{(1+r)^2} - \frac{z(1+r)^2[(1+e^{iY})(1-\tau)]^2 + (1+\rho)[z(1-\tau)(1+e^{iY})(1+\lambda)]^2}{2\alpha z(1+r)^2}$$

En cas de modification de l'ensemble d'information des actifs âgés par rapport à leur période de jeunesse, la réoptimisation se traduit par des niveaux ajustés de  $\ell_{iM}$  et  $c_{iM}$  tels que:

$$\begin{aligned} c_{iM} &= \frac{-b_{iM}^{**} + \sqrt{(b_{iM}^{**})^2 - 4\frac{1+\rho+\pi'}{(1+\rho)}d_{iM}^{**}}}{2\frac{1+\rho+\pi'}{(1+\rho)}} \\ \ell_{iM} &= \frac{z'(1-\tau')(1+e^{iY})(1+\lambda)}{2\alpha z'(1+c_{iM})} \end{aligned}$$

$$\text{avec } b_{iM}^{**} = \frac{1+\rho+2\pi'}{(1+\rho)} - \frac{\pi'}{(1+r)} - \Omega_{iY}(1+r) - h' \frac{\bar{\sigma}}{(1+r)},$$

$$d_{iM}^{**} = \frac{\pi'}{(1+\rho)} - \frac{\pi'}{(1+r)} - \Omega_{iY}(1+r) - h' \frac{\bar{\sigma}}{(1+r)} - \frac{[z'(1-\tau')(1+e^{iY})(1+\lambda)]^2}{2\alpha z'}$$

$$\text{et } \bar{\sigma} = \Gamma' \frac{1}{1+z'} \left[ \ell_{e^{iY}=0}^{iY} + z' \ell_{e^{iY}=0}^{iM} (1+\lambda) \right]$$

où  $\Omega_{iY}$  et  $\ell_{iY}$  sont des constantes exogènes au programme de réoptimisation des actifs âgés, calculées à partir des valeurs des paramètres du modèle valables au cours de la période de jeunesse, avant réforme du régime de retraite.

<sup>40</sup>On vérifie que la richesse en fin de vie est nulle et qu'à valeurs identiques des paramètres, la valeur de  $c^{iM}$  issue de cette expression analytique est identique à celle obtenue dans le programme de maximisation des jeunes lorsqu'ils deviennent des actifs âgés.

<sup>41</sup>i.e. si  $\sigma^i = \bar{\sigma} = \Gamma' \frac{1}{1+z'} \left[ \ell_{e^{iY}=0}^{iY} + z' \ell_{e^{iY}=0}^{iM} (1+\lambda) \right] > \beta_i \mu \frac{[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)}$

## References

- [1] Alesina A., E.Glaeser et B.Sacerdote (2005), "Work and leisure in the US and Europe: why so different?", *Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper*, 2068.
- [2] Allard-Prigent C., C.Audenis, K.Berger, N.Carnot, S.Duchêne, F.Pesin (2002), "Présentation du modèle Mésange - Modèle Econométrique de Simulation et d'Analyse Générale de l'Economie", *Document de travail de la Direction de la Prévision du Ministère de l'Economie*.
- [3] Auerbach A., L.Kotlikoff (1987), *Dynamic fiscal policy*, Cambridge University Press.
- [4] Cahuc P. et A.Zylberberg (2001), *Le marché du travail*, De Boeck.
- [5] Cournède B. et F.Gonand (2006), "Restoring fiscal sustainability in the euro area: raise taxes or curb spending?", *OECD Economics Department Working Paper*, 520.
- [6] Cremer H. et P.Pestieau (2003), "The double dividend of postponing retirement", *International Tax and Public Finance*, 10, pp.419-434.
- [7] Gonand F. (2005), "Assessing the robustness of demographic projections in OECD countries", *OECD Economics Department Working Paper*, 464.
- [8] Gonand F. (2006), "Pension reforms and fiscal sustainability: some modelling issues", article du colloque CEPS/ENEPRI *Simulation properties of models of pension reforms*, Bruxelles.
- [9] Gonand F. (2007), "La réforme des retraites, son effet sur la croissance et ses conséquences redistributives", *Thèse de doctorat en sciences économiques sous la co-direction de Philippe Mongin et Pierre Pestieau*, Ecole Polytechnique (soutenance en février).
- [10] Meltzer A. et S.Richard (1981), "A rational theory of the size of government", *Journal of political Economy*, vol 89-5.
- [11] Miles, D. (1999), "Modelling the Impact of Demographic Change Upon the Economy", *The Economic Journal*, Vol. 109 No. 452.
- [12] Nickell S. (2004), "Employment and taxes", *Centre for economic performance discussion paper n° 634*, London School of Economics.
- [13] Nickell S., et R.Layard (1999), "Labor market institutions and economic performance", in O.Aschenfelder and D.Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol 3., (Amsterdam, North Holland).
- [14] Persson T., G.Tabellini G. (1999), "Political economics and public finances", *NBER working papers*, 7097 (chapitre du *Handbook of public economics*).
- [15] Pestieau P. (1997), "Faut-il des fonds de pensions?", *Economie internationale*, 72.
- [16] Prescott E. (2004), "Why do Americans work so much more than Europeans?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28(1).