



HAL
open science

Essais sur la réforme des retraites , son impact sur la croissance et ses effets redistributifs.

Frédéric Gonand

► **To cite this version:**

Frédéric Gonand. Essais sur la réforme des retraites , son impact sur la croissance et ses effets redistributifs.. Sciences de l'Homme et Société. Ecole Polytechnique X, 2007. Français. NNT : . pastel-00002415

HAL Id: pastel-00002415

<https://pastel.hal.science/pastel-00002415>

Submitted on 29 Jul 2010

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.



La réforme des retraites, son effet sur la croissance et ses conséquences redistributives

Frédéric GONAND

Thèse pour l'obtention du grade de Docteur de l'École Polytechnique

Domaine : Science de l'homme et de la société - Spécialité : Economie

soutenue publiquement le 22 février 2007

Mention Très Honorable avec les Félicitations du jury à l'unanimité

Jury

Didier BLANCHET	Chef du Département des études économiques d'ensemble de l'INSEE
David DE LA CROIX	Professeur à l'Université Catholique de Louvain
Florence LEGROS	Professeur à l'Université de Paris-Dauphine, Rapporteur
Philippe MONGIN	Directeur de Recherche au CNRS, Directeur de la thèse
Pierre PESTIEAU	Professeur à l'Université de Liège
Pierre PICARD	Professeur à l'École Polytechnique
Bertrand WIGNIOLLE	Professeur à l'Université de Paris I-Sorbonne, Rapporteur



L'ECOLE POLYTECHNIQUE n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

La réforme des retraites, son effet sur la croissance et ses
conséquences redistributives

Frédéric Gonand

Thèse pour l'obtention du grade de Docteur en sciences économiques
de l'École Polytechnique
sous la direction du Professeur Philippe Mongin
Mention Très Honorable avec les Félicitations du jury à l'unanimité

Table des matières

Table des matières	i
Remerciements	iv
1 Vue d'ensemble	1
2 Choix d'une réforme des retraites : le critère peu discriminant des effets sur la croissance	11
2.1 Une version de base d'un modèle d'équilibre général avec générations imbriquées et offre de travail exogène	13
2.1.1 Contraintes de modélisation	14
2.1.2 Le modèle	17
Données démographiques	17
Fonction de production et programme de maximisation des ménages	18
Equilibre, décomposition du taux de croissance, paramétrisation	23
2.1.3 Scénarios de réformes des retraites par répartition	28
2.1.4 Résultats : intérêt et limite de l'effet sur le niveau de vie comme critère de choix d'une réforme des retraites	30
Vieillesse et ajustement des paramètres du régime de retraite	30
Réformes des retraites et caractéristiques de l'équilibre économique	32
Réformes des retraites et niveaux de vie	41
2.1.5 Tests de robustesse	49
Analyse de sensibilité simple et conjointe sur la paramétrisation	49
Interractions entre dynamiques démographique et macroéconomique : l'influence limitée d'une hausse de l'espérance de vie	54
2.1.6 Comparaison avec d'autres modélisations existantes	56

2.1.7	Implications de ces résultats	62
2.2	Un modèle avec offre de travail endogène tenant compte des effets distorsifs des réformes au niveau agrégé	63
2.2.1	Questions de modélisation liées à l'endogénéisation de l'offre de travail	65
	Le modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987)	65
	Apport des modèles avec offre de travail endogène dans les années 1990	71
2.2.2	Le modèle proposé : une spécification évitant le recours aux salaires implicites pendant la retraite	74
2.2.3	Résultats : des effets distorsifs des réformes sur l'offre de travail compensés par l'influence favorable du <i>capital deepening</i>	86
2.2.4	Conclusion du chapitre 2	98
2.3	Annexes	100
2.3.1	Annexe 1 : un modèle de simulation démographique	100
	Calcul des quotients de mortalité par âge	100
	Fonction de fécondité par âge et immigration	105
	Ajustement des quotients de mortalité de Ledermann / Léridon	108
	Comparaison avec d'autres simulations démographiques	109
2.3.2	Annexe 2 : une extension du modèle aux problèmes de soutenabilité des finances publiques	111
3	La prise en compte des conséquences redistributives des réformes des retraites selon l'âge et le niveau de revenu	120
3.1	Effets redistributifs intergénérationnels des réformes et choix social	124
3.1.1	Des effets redistributifs intergénérationnels plus contenus en cas d'augmentation de l'âge de la retraite	124
	Limites d'une analyse par les taux de rendement interne	124
	Détermination des générations gagnantes ou perdantes avec les surfaces de Lexis	130
	Une approche par les utilités intertemporelles : absence de réforme paréto-améliorante	134
3.1.2	Choix social selon le degré d'aversion à l'inégalité intergénérationnelle et de prise en compte du bien-être des générations futures : conclusions normatives pour la réforme des retraites	139
	Questions de modélisation du choix social en environnement intertemporel et avec progrès technique non nul	139
	Typologie des préférences sociales associées aux quatre scénarios de réforme des retraites	144

3.2	Effets redistributifs des réformes des retraites selon le niveau de revenu . . .	153
3.2.1	Augmentation de l'âge de la retraite à rapport (durée de cotisation / durée de retraite) constant : le principe de la réforme d'août 2003 en France	156
3.2.2	Le modèle	162
	Le modèle sans minimum vieillesse	162
	Programme des ménages	162
	Equilibre du régime de retraite	168
	Une extension du modèle avec minimum vieillesse	171
	Programme des ménages	171
	Equilibre du régime de retraite, frontière d'éligibilité au minimum et mode d'indexation du minimum	172
3.2.3	Effets distorsifs comparés des réformes des retraites selon le niveau de revenu	175
	Hausse des cotisations sociales : des effets distorsifs significatifs	176
	Baisse du taux de remplacement : des effets distorsifs plus contenus	180
	Absence d'effet distorsif d'une hausse de l'âge de la retraite à la marge et à rapport (durée de cotisation/durée de retraite) inchangé	183
	Le cas des éligibles au minimum : sur-pénalisation de l'offre de travail en cas de hausse des cotisations sociales	185
3.2.4	Impact des réformes des retraites sur le bien-être selon le niveau de revenu	189
	Réformes des retraites et individus à carrière complète : l'augmentation de l'âge de la retraite moins coûteuse en bien-être . . .	190
	Réformes des retraites et carrières incomplètes : l'augmentation du taux de cotisations sociales encore plus pénalisante	193
	Conclusion de l'analyse des effets redistributifs intra-générationnels des réformes des retraites	198
3.3	Annexe : solutions du programme des ménages dans le modèle en équilibre partiel de la section 3.2	200
4	Conclusion	204
	Bibliographie	206

Remerciements

Mes premiers remerciements vont à Philippe Mongin. En plus d'un directeur de thèse qui m'a toujours soutenu, ce travail m'a permis de gagner un ami. Philippe m'a toujours soutenu alors que j'ai longtemps été un candidat improbable à un travail de recherche mené en parallèle de mes fonctions professionnelles au Ministère de l'Economie et des Finances puis à l'OCDE. Philippe est aussi devenu un ami avec lequel je partage nombre de points de vue et de centres d'intérêt, à commencer par la peinture où son érudition m'a rapidement écrasé. Je conserverai toujours le souvenir de notre première rencontre à l'occasion d'une démonstration du théorème d'Arrow qui, pour des raisons paradoxales à de multiples égards, m'a définitivement convaincu de me lancer dans la rédaction d'une thèse.

J'ai une reconnaissance particulièrement à l'égard de Pierre Pestieau qui a accepté de co-diriger cette thèse jusqu'à ce que nous apprenions que l'Ecole Polytechnique ne pratique pas les co-directions. J'ai été touché par sa disponibilité et sa simplicité, en particulier lors d'un voyage à Liège, alors même que son rythme de travail et ses responsabilités académiques sont bien connus.

L'exercice de la pré-soutenance devant le jury en septembre 2006 aura été, de mon point de vue en tout cas, particulièrement profitable. Je suis donc très reconnaissant pour le travail de lecture approfondi et les conseils des membres du jury de pré-soutenance - Florence Legros, Didier Blanchet, Bertrand Wigniolle et David de la Croix - et considère comme une grande expérience que d'avoir pu bénéficier des commentaires bienveillants sur mes travaux de ces spécialistes reconnus.

Une dette me lie aussi au Professeur Christophe Chamley, à l'époque directeur du DEA "Analyse et Politique Economiques" de l'EHESS, qui m'a permis d'organiser ma scolarité de façon un peu hétérodoxe alors que de nombreuses obligations me retenaient à l'époque au Ministère.

Cette thèse a été rédigée alors que j'effectuais ma mobilité d'administrateur civil du Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie au sein de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE). Au Ministère, je remercie tout particulièrement Philippe Heim et Elie Girard. J'ai une pensée amicale pour Antoine Magnier qui m'a donné le goût de l'économie à ma sortie de l'Ecole Nationale d'Administration, est

à l'origine de mon inscription au Delta et m'a toujours mis le "pied à l'étrier".

L'OCDE a été ma maison d'accueil pendant trois ans. Je conserverai de mon passage au Département des Affaires Economiques le souvenir d'une expérience professionnelle, intellectuelle et humaine parmi les plus riches que j'ai connues. Je remercie en particulier le directeur de la Policy Studies Branch, Michael P. Feiner, qui m'a souvent encouragé et permis de rendre mon calendrier de travail compatible avec la rédaction de la thèse. Boris Cournède a été le premier relecteur de nombreux développements de modélisation de cette thèse, puis un co-auteur et toujours un proche ami. Joaquim Oliveira Martins a assisté aux premiers balbutiements de cette thèse et j'ai toujours apprécié ses encouragements et suggestions.

Il se trouve que je suis le gérant d'une petite association comptant une dizaine de salariés. La paperasserie administrative étant ce qu'elle est, cette fonction bénévole s'avère aussi chronophage. Durant la période de rédaction de cette thèse, l'aide d'Yves Laurent a été inestimable. Je ne suis pas doué pour les rapprochements bancaires et son dévouement toujours souriant m'a libéré de nombreuses heures de travail. Qu'il en soit ici remercié.

Enfin je souhaite remercier le laboratoire d'économétrie de l'Ecole Polytechnique d'avoir accueilli le fantôme que j'ai été durant ces trois années. Mes fonctions professionnelles m'ont en effet tenu éloigné du havre de paix de la rue Descartes. Sans la compréhension du laboratoire et de son directeur Jean-Pierre Ponssard, cette thèse n'aurait jamais pu voir le jour.

Chapitre 1

Vue d'ensemble

Les dépenses des régimes de retraites par répartition représentent aujourd'hui 11% du PIB en moyenne dans les pays industrialisés. L'importance des masses financières en jeu explique que toute modification substantielle des caractéristiques de fonctionnement de ces dispositifs est susceptible de se traduire par des effets macroéconomiques significatifs et des impacts redistributifs sensibles.

Ce travail analyse les effets économiques de différentes réformes-types des systèmes de retraites par répartition durant la phase de vieillissement démographique de quatre grands pays industrialisés (Etats-Unis, Japon, France, Allemagne). Seuls sont étudiés les effets économiques pendant la phase de transition vers l'équilibre de long terme dans le contexte de vieillissement des prochaines décennies. Le taux de croissance à l'équilibre de long terme de l'économie est supposé conforme aux enseignements des modèles soloviens et l'existence d'éventuels mécanismes de croissance endogène est négligée. Dans l'ensemble de la thèse, une cohorte (ou génération) est définie comme un groupe d'individus nés la même année.

Les effets économiques des réformes des retraites sont étudiés au regard de trois critères : l'effet sur la croissance, les conséquences redistributives liées à l'âge (redistribution inter-générationnelle) et les conséquences redistributives liées au niveau de revenu (redistribution intra-générationnelle). Une réforme des retraites par répartition a une influence sur la croissance et le partage de la valeur ajoutée future car elle est susceptible de modifier la dynamique de la population active et les comportements d'épargne. Elle modifie aussi les conditions de redistribution des revenus car son coût en bien-être peut être réparti de façon inégale selon l'âge ou le niveau de revenu des individus. Les objectifs poursuivis par une réforme des retraites peuvent donc être variés et partiellement contradictoires. Les réformes soutenant significativement la croissance peuvent se traduire par des effets redistributifs importants et déséquilibrés. Celles qui s'avèrent probablement nuisibles à l'activité ne sont pas non plus nécessairement les plus équitables. Au total, la réforme des retraites rend nécessaire un arbitrage qui définit la solution d'un problème où l'on souhaite maximiser la croissance tout en limitant les effets redistributifs.

Dans ce contexte, ce travail ne vise pas tant à réaliser une revue de la littérature qu'à argumenter la thèse suivante : *trois critères peuvent guider utilement le choix d'une réforme des retraites par répartition - effet sur le niveau de vie agrégé, effets redistributifs inter-générationnels, effets redistributifs intra-générationnels - qui incitent, en France, à privilégier une augmentation de l'âge moyen effectif de départ à la retraite d'un peu plus d'une année tous les dix ans à partir d'aujourd'hui, accompagnée d'un repli graduel et contenu du taux de remplacement moyen de 62% aujourd'hui aux environs de 50% dans vingt ans.*

Cette introduction générale présente la problématique d'ensemble de la thèse, les questions qui sont posées, les instruments mis en oeuvre pour y répondre et les principaux résultats obtenus.

Le vieillissement démographique actuel traduit l'impact conjoint d'une déformation transitoire de la pyramide des âges et d'une augmentation durable de l'espérance de vie. Le ratio entre les effectifs de la population âgée de plus de 65 ans et ceux de la population en âge de travailler (15-64 ans) devrait se redresser progressivement dans la plupart des pays industrialisés au cours des prochaines décennies. Il pourrait atteindre près de 60% en 2050, soit sensiblement plus que son niveau actuel de 20% environ.

Du point de vue de l'analyse macroéconomique, le vieillissement est un phénomène de long terme qui pèse sur la dynamique de la population active et modifie le rythme d'accumulation du capital. Son effet sur les phénomènes cycliques est par nature très limité. Son impact économique concerne essentiellement le potentiel d'offre. Sur le marché du travail, le vieillissement se traduit notamment par une décélération de la population active. Il est aussi susceptible de modifier la productivité moyenne du travail. Sur le marché des capitaux, il affecte la dynamique du taux d'épargne agrégé car les caractéristiques de l'arbitrage consommation/épargne évoluent avec l'âge des ménages. Les effets du vieillissement sur les marchés du travail et du capital s'influencent réciproquement dans la mesure où ces deux facteurs de production sont partiellement substituables.

Le vieillissement modifie aussi les conditions de redistribution des revenus en général et d'équilibre des régimes de retraites par répartition en particulier. Une décélération de la population active pèse sur les recettes de ces régimes qui sont assises pour l'essentiel sur la masse salariale. Une accélération des effectifs retraités augmente les versements de pensions. Toutes choses égales par ailleurs, le vieillissement dégrade la situation financière des régimes par répartition.

La question de la soutenabilité des systèmes de retraite par répartition a été examinée dans les premiers modèles à générations imbriquées (Samuelson, 1958). Ces modèles suggèrent l'existence d'une condition de soutenabilité et d'efficacité pour ces dispositifs, qui requiert que le taux de croissance potentielle soit supérieur au taux d'intérêt à long terme. Dans le contexte des années 1980 et 1990 caractérisé par des taux d'intérêts réels élevés et une décélération de la population active et de la croissance potentielle, cette condition a pu être évoquée pour justifier un développement des régimes par capitalisation au détriment

des régimes par répartition.

Ainsi formulé, cet argument favorable au développement des dispositifs par capitalisation demeure imprécis et ne permet pas de prendre en compte d'importants éléments relatifs au débat répartition/capitalisation. Nous en mentionnerons quatre.

En premier lieu, il ne permet pas une analyse détaillée des conséquences redistributives du développement de ces dispositifs pendant la phase de transition démographique.

Par ailleurs, il néglige le cas d'une économie sous-capitalisée caractérisée par un taux d'intérêt à long terme supérieur au taux de croissance potentielle. En France, un développement de dispositifs par capitalisation se traduirait mécaniquement par un impact favorable sur la croissance à long terme, qu'il y ait vieillissement démographique ou pas. A court terme, certes, le redressement du taux d'épargne pèserait sur la consommation et la croissance selon les enchaînements keynésiens traditionnels mais cet effet se résorberait à moyen terme.

En outre, l'influence favorable pour la croissance associée au développement des dispositifs par capitalisation est susceptible d'être contenue par le vieillissement lui-même qui pèse sur les taux d'intérêt et pas uniquement sur le taux de croissance. La structure démographique actuelle de la plupart des pays de l'OCDE est caractérisée par l'existence de cohortes relativement nombreuses issues du baby-boom vieillissantes mais toujours actives. Dans ce contexte, le vieillissement exerce un impact favorable sur le taux d'épargne et le capital par tête. Il pèse ainsi, toutes choses égales par ailleurs, sur les taux d'intérêt.

Enfin, Shieber et Shoven (1994) s'inquiètent d'une possibilité de "fonte des actifs" (*asset meltdown*) à partir de 2020 avec les départs massifs à la retraite des baby-boomers et les ventes nettes d'actifs des dispositifs par capitalisation devant verser les pensions. Cette "fonte des actifs" ou *asset meltdown* pèserait sur le coût du capital des entreprises et la croissance potentielle. Cet argument est souvent utilisé pour attirer l'attention sur l'existence éventuelle de risques spécifiques liés au développement des dispositifs de retraites par capitalisation.

Dans ce contexte, le **chapitre 2** étudie et évalue quantitativement les effets macroéconomiques de quatre réformes-types des retraites par répartition qui permettent de maintenir équilibré le système chaque année au cours de la phase de vieillissement démographique.

Les deux premières réformes envisagées ont en commun de maintenir inchangé l'âge moyen effectif de départ à la retraite. Le scénario 1 correspond à une augmentation du taux de cotisations sociales à taux de remplacement inchangé, et constitue ici le compte central. Le scénario 2 est associé à une baisse du taux de remplacement pour les futurs retraités, à taux de cotisations sociales inchangé. Ce scénario modélise l'impact macroéconomique d'un financement mixte des retraites avec substitution partielle de l'épargne-retraite privée au financement par répartition. En effet, le repli du taux de remplacement dégrade le revenu permanent des cohortes actives. S'il pèse sur le niveau de consommation et le taux de croissance à court terme, le surcroît immédiat et durable d'épargne accélère l'accumulation de capital productif et favorise la croissance à long terme.

Les deux autres réformes envisagées (scénarios 3 et 4) ont en commun d'augmenter l'âge moyen effectif de départ à la retraite de 1,25 année tous les dix ans à partir de 2005. Dans le scénario 3, en plus de l'augmentation de l'âge de départ à la retraite, le taux de cotisations sociales est ajusté pour équilibrer exactement le régime. Dans le scénario 4, le paramètre ajusté est le taux de remplacement et le taux de cotisations sociales est maintenu inchangé. Les réformes des retraites 2, 3 et 4 sont réputées mises en oeuvre à partir de 2005.

La question examinée par le chapitre 2 est alors la suivante : le critère de l'effet sur la croissance est-il suffisant pour guider le choix public en matière de réforme des retraites par répartition ? L'évolution du PIB par tête est traditionnellement utilisée comme mètre-étalon des politiques économiques, surtout par les organisations internationales. A titre connexe, deux autres interrogations font l'objet d'un examen : quel est le degré de robustesse des résultats et de leurs implications de politique économique (au regard notamment de l'incertitude relative aux évolutions démographiques futures) ? La thèse de l'asset meltdown sur les marchés financiers est-elle pertinente ?

Le chapitre 2 montre que a) si le critère de l'effet sur la croissance à long terme permet d'écarter le choix d'une hausse des cotisations sociales comme levier exclusif de la réforme des retraites, il ne permet pas de départager des scénarios aussi différents qu'une baisse du taux de remplacement favorisant l'épargne-retraite privée ou une hausse de l'âge effectif de départ à la retraite ; b) que ce résultat est robuste même au regard de l'incertitude élevée quant à l'évolution future des gains d'espérance de vie ; c) que la crainte d'un asset-meltdown futur est probablement surestimée.

Ces résultats sont obtenus à partir d'une étude de la dynamique macroéconomique du PIB par tête en fonction de simulations démographiques. Cette étude utilise un modèle d'équilibre général avec générations imbriquées (MEGGI) projetant l'impact du vieillissement sur la croissance potentielle à l'horizon 2050. La dynamique du modèle traduit les influences des évolutions démographiques sur les caractéristiques de l'équilibre général pendant la phase de vieillissement. Le modèle est dupliqué et paramétré pour les Etats-Unis, le Japon, la France et l'Allemagne et permet donc des comparaisons entre pays selon leurs dynamiques démographiques respectives. Le modèle comporte un certain nombre de modifications et de développements par rapport à des modélisations antérieures. Certaines de ces modifications portent sur la modélisation de la convergence du modèle vers son équilibre de long terme et sa calibration.

La première section du chapitre 2 présente une version standard du modèle avec offre de travail exogène. Les principaux résultats obtenus sont les suivants :

- l'influence du vieillissement se traduit dans tous les scénarios par une décélération sensible du PIB par tête - de l'ordre de -0,3% par an sur données françaises à l'horizon 2030 par rapport à aujourd'hui.
- le scénario 1 se traduit par un relèvement de l'ordre d'une dizaine de points de pourcentage du taux de cotisations vieillesse au cours des vingt prochaines années sur données françaises. Il est le plus défavorable à la croissance des quatre scénarios de fi-

nancement des retraites envisagés dans cette thèse. Il n'est en effet susceptible d'aucune influence favorable sur le marché du travail et sur le marché du capital. Sur le marché du travail, l'absence d'augmentation de l'âge effectif de départ à la retraite est équivalente à une absence d'effet favorable sur la population active et donc sur l'assiette des cotisations sociales. Sur le marché du capital, un alourdissement des prélèvements obligatoires pèse toutes choses égales par ailleurs sur le rythme d'accumulation du capital.

- dans le scénario 2 associé à une baisse du taux de remplacement avec un gel du taux de cotisations sociales et de l'âge de la retraite, le taux de remplacement se replie de façon sensible au cours des vingt prochaines années, de l'ordre de 20 points de pourcentage environ, et s'approcherait alors du taux actuel de remplacement moyen du système public de retraites au Royaume-Uni. Un tel repli du niveau futur attendu des pensions amènerait les ménages à relever leur effort d'épargne-retraite individuelle. L'effet sur le taux de croissance du PIB par tête, en moyenne annuelle et sur les prochaines décennies, s'établit de façon robuste aux environs de +0,2% par an.

- les réformes avec augmentation de l'âge moyen effectif de l'âge de départ en retraite (scénarios 3 et 4) permettent de soutenir la dynamique de la population active et de modérer sensiblement l'ampleur des ajustements complémentaires du taux de cotisations (scénario 3) ou du taux de remplacement (scénario 4) pour équilibrer le régime. L'effet favorable sur le taux de croissance annuel du PIB par tête en moyenne sur les prochaines décennies par rapport au scénario 1 serait de l'ordre de 0,2% dans les deux cas.

- le vieillissement renforce significativement l'intensité capitaliste des économies dans presque tous les scénarios et pays considérés. Le *capital deepening* reflète l'impact conjoint d'une nette décélération de la population active et d'une accélération du stock de capital. L'effet favorable sur la productivité du travail et la croissance du PIB associé à une intensité capitaliste renforcée reste cependant nettement inférieur à l'impact défavorable de la décélération de la population active.

- l'influence du vieillissement sur les taux d'intérêt à long terme demeure assez contenue dans le modèle - de l'ordre de quelques dizaines de points de base à l'horizon 2050. Ce résultat amène à considérer l'hypothèse de l'*asset meltdown* avec prudence. L'hypothèse de l'*asset meltdown* traduit un raisonnement en équilibre partiel qui n'est pas très adapté à la nature des effets économiques du vieillissement. Sur les marchés des capitaux, le vieillissement démographique se traduit certes par une décélération du stock de capital. Mais il se traduit aussi par une décélération de la population active. La dynamique du capital par tête est donc influencée par deux effets de signe opposé qui se compensent partiellement. Or le taux d'intérêt, qui est égal à l'équilibre à la productivité marginale du capital, est une fonction négative du capital *par tête* et non du stock de capital en valeur absolue comme le suppose implicitement l'argument de l'*asset meltdown*. Une modélisation en équilibre général permet par nature de tenir compte de cet effet important sur les taux d'intérêt lié à la dynamique de la population active alors que l'argument de l'*asset meltdown* la néglige et surestime donc probablement l'effet du vieillissement sur les taux

d'intérêt et les cours d'actifs.

- un modèle de simulation démographique spécifique est développé et permet d'étudier les interactions entre les dynamiques démographiques et macroéconomiques et de tester la robustesse des résultats précédents. L'incertitude relative à l'évolution future de l'espérance de vie n'est pas susceptible de se traduire par des effets macroéconomiques significatifs à l'horizon 2030. Par ailleurs, des variantes mettent en évidence un impact favorable sur le PIB par tête (mais long à se matérialiser) d'un regain de la natalité et un effet relativement plus contenu d'une hausse de l'immigration (sauf à tripler les flux entrants officiellement projetés).

Les résultats de cette première section du chapitre 2 ne sont pas entièrement satisfaisants pour la prise de décision économique. Certes, ils montrent que les effets pour l'activité économique à long terme d'une hausse de cotisations sociales avec âge de départ en retraite inchangé (scénario 1) sont de loin les plus défavorables parmi les autres réformes envisagées. Mais ce résultat est très intuitif - dans la mesure où aucun effet favorable sur l'activité à long terme n'est à attendre d'un scénario n'impliquant aucun soutien à la population active ou à l'accumulation du capital - et l'utilisation d'un modèle d'équilibre général le confirme davantage qu'il ne le prouve.

Le non-résultat selon lequel le critère de l'influence d'une réforme des retraites sur le PIB par tête ne permet pas de départager clairement les scénarios 2, 3 et 4 dont les caractéristiques sont pourtant très différentes est plus intéressant. Il est particulièrement vérifié sur données françaises, où les écarts de taux de croissance et de niveau de vie entre ces trois scénarios sont trop contenus pour être à même de fonder une recommandation assurée de politique économique. Tout au plus les résultats de la première section du chapitre 2 peuvent-ils amener à souligner la pertinence d'une préférence pour un ajustement du taux de remplacement à âge de la retraite inchangé aux Etats-Unis et au Japon, et d'une hausse de l'âge de départ en retraite en Allemagne.

La deuxième section du chapitre 2 constitue un premier approfondissement de ce non-résultat. La version du modèle d'équilibre général employé dans la première section, avec offre de travail exogène, ne tient pas compte des effets distorsifs sur l'offre de travail associés à une hausse du taux de cotisations sociales ou une baisse du taux de remplacement. Dans ce contexte, le développement d'un MEGGI avec offre de travail endogène dépasse le stade de la simple curiosité de modélisateur car il permet de tenir compte des effets des réformes sur l'offre de travail et pas uniquement sur l'offre de capital.

Une version élargie du modèle d'équilibre général avec offre de travail endogène est donc développée dans la deuxième section du chapitre 2, où le temps de travail devient endogène et l'âge de départ à la retraite demeure exogène. L'endogénéisation du marché du travail dans le modèle d'équilibre général permet d'affiner l'analyse des effets du vieillissement et des réformes des retraites en étudiant les variations associées de l'offre de travail. Le modèle avec offre de travail endogénéisée permet en outre de tenir compte du coût en bien-être lié à une hausse de l'âge de départ à la retraite.

Les résultats obtenus montrent que la prise en compte des effets distorsifs sur l'offre de travail associé à une hausse de cotisations sociales ou une baisse du taux de remplacement ne permet pas de rendre le critère de l'effet sur la croissance des réformes plus discriminant. D'une part, l'influence au niveau agrégé de ces effets distorsifs est assez limitée. Surtout, le *capital deepening* associé au vieillissement soutient le taux de croissance du salaire réel, car le facteur travail devient relativement plus rare dans une économie vieillissante et son prix augmente. L'effet favorable sur l'offre de travail de cette hausse du salaire réel compense l'influence défavorable associée à un éventuel redressement du taux de cotisations sociales ou une baisse du taux de remplacement.

Au total, il n'est sans doute difficile de choisir une réforme des retraites en France plutôt qu'une autre sur la base de leurs seuls effets respectifs sur le taux de croissance économique, mis à part le cas d'un ajustement exclusif par les cotisations sociales.

Les effets économiques des réformes des retraites par répartition ne se limitent naturellement pas à l'influence sur la production de richesse. Elles modifient aussi les conditions de redistribution des revenus. Plus précisément, leur coût en bien-être peut être réparti de façon inégale selon l'âge ou le niveau de revenu. Du point de vue du planificateur social, le choix d'une réforme des retraites consiste alors à maximiser la croissance sous la contrainte d'une maîtrise des effets redistributifs.

Le **chapitre 3** étudie deux critères supplémentaires qui peuvent utilement être pris en compte dans le choix d'une réforme des retraites par répartition : les effets de redistribution inter-générationnelle (i.e., selon l'âge) des réformes-types envisagées et leurs effets de redistribution intra-générationnelle (ici selon le niveau de revenu). Ils font l'objet de la seconde partie de cette thèse qui modélise les effets redistributifs des quatre réformes-types des régimes de retraites déjà étudiées dans le chapitre 2.

La première section du chapitre 3 procède à l'analyse des effets de redistribution inter-générationnelle. Elle tire profit des résultats du MEGGI avec offre de travail endogène du chapitre 2, qui constitue un outil bien adapté pour cette étude en permettant le calcul des niveaux d'utilité courante et intertemporelle tenant compte des effets associés à l'équilibre général, la mesure de l'influence des réformes des retraites sur le bien-être des cohortes en fonction de leur âge.

Les principaux résultats obtenus dans la première section dédiée aux questions de redistribution inter-générationnelle sont les suivants :

- en l'absence de modification de l'âge effectif de départ en retraite, les effets de redistribution intergénérationnelle des réformes des retraites sont importants. Pour une bonne part, ils se traduisent par un conflit de répartition opposant les baby-boomers à leurs enfants. Une réforme augmentant le taux de cotisations sociales (scénario 1) avec âge de départ en retraite et taux de remplacement inchangé pèse sensiblement plus sur le bien-être des jeunes actifs que sur celui de baby-boomers nés avant 1970. Dans le scénario 2 avec baisse du taux de remplacement et âge de départ en retraite inchangé, les classes d'âge les plus touchées par la réforme sont en revanche celles du baby-boom (i.e., nées

avant le début des années 1970).

- une analyse complémentaire des effets de redistribution inter-générationnelle est possible avec le calcul de surfaces de Lexis. Sur données françaises, une baisse du taux de remplacement pour les nouveaux retraités à partir de 2005 (scénario 2) se traduit par des pertes significatives de bien-être courant pour les cohortes âgées de 37 ans ou plus, et des gains nets pour les actifs âgés de 36 ans ou moins à cette date. Une augmentation de l'âge de départ à la retraite permet de modérer et de répartir plus également le coût en bien-être de la réforme entre les cohortes actives, qui est supporté à chaque période par les cohortes âgées entre 53 et 67 ans - celles qui seraient partis plus tôt en retraite en l'absence de réforme.

- les réformes augmentant l'âge de la retraite permettent en revanche de répartir le coût en bien-être de la réforme de façon moins inégale entre les cohortes actives. Une hausse de l'âge de la retraite pèse sur le bien-être en ce qu'elle diminue la quantité de loisir, toutes choses égales par ailleurs. Cet effet ne dépend pas directement ni sensiblement de l'âge. En conséquence, les effets de redistribution intergénérationnelle des réformes augmentant l'âge de la retraite sont mieux répartis sur tous les actifs que dans les scénarios 1 et 2.

- l'analyse des utilités intertemporelles montre qu'aucune réforme des retraites par répartition n'est paréto-améliorante par rapport aux autres. Ce résultat est vérifié dans tous les pays analysés. Par rapport au scénario central avec âge de la retraite inchangé et hausse du taux de cotisations sociales, les réformes des retraites tendent toutes plus ou moins à peser sur le bien-être intertemporel des baby-boomers et à favoriser plus ou moins celui de leurs enfants et des générations futures.

- une modélisation de la décision du planificateur social avec fonctions de bien-être social permet d'étudier les conditions d'un choix de réforme simultanément soucieux de favoriser de niveau de vie tout en limitant les inégalités intergénérationnelles. Selon le degré d'aversion du planificateur à l'inégalité intergénérationnelle dans ces fonctions de bien-être social, ses préférences tendent soit vers l'utilitarisme de la moyenne avec aversion nulle à l'inégalité intergénérationnelle, soit vers le maximin, ou s'établissent dans une situation intermédiaire.

Sur données françaises, si les pouvoirs publics sont peu sensibles à l'inégalité intergénérationnelle et relativement soucieux du bien-être des générations futures, leur choix final de réforme des retraites peut alors privilégier le scénario 2 où l'âge de départ à la retraite est inchangé, le taux de remplacement sensiblement réduit au cours des vingt prochaines années, et les effets de redistribution intergénérationnelle de grande ampleur.

Dans le cas plus réaliste de pouvoirs publics qui se préoccupent relativement peu des générations futures mais qui montrent une certaine aversion pour l'inégalité intergénérationnelle, le choix de la réforme se porte plus facilement en faveur d'une augmentation de l'âge de la retraite, avec baisse graduelle mais contenue du taux de remplacement (scénario 4). Retenir le scénario 3 avec une hausse contenue du taux de cotisations sociales serait caractéristique d'un gouvernement dont l'aversion à l'inégalité intergénérationnelle est très

élevée, l'amenant à choisir une réforme à l'aune de son effet sur le bien-être d'un nombre très limité de cohortes.

La seconde section du chapitre 3 analyse les effets de redistribution intra-générationnelle des réformes des retraites par répartition. La dimension microéconomique des effets des réformes des retraites fait l'objet depuis une quinzaine d'années d'études attentives notamment grâce aux modèles de microsimulation dynamique - comme le modèle Destinie de l'Insee (Bardaji, Sédillot et Walraët, 2003 ; Blanchet et Crenner, 2006). La démarche adoptée ici est différente et s'appuie sur des simulations numériques obtenues à partir d'un modèle analytique en équilibre partiel (paramétré uniquement sur données françaises). Ce modèle étudie le lien entre l'effet sur le bien-être des réformes des retraites dans un contexte de hausse de l'espérance de vie, et le niveau de revenu des individus. Il analyse plus particulièrement les conséquences des réformes sur le bien-être intertemporel des ménages à bas revenus (smicards, individus à carrière incomplète, éventuellement éligibles au "minimum vieillesse").

La plupart des effets des réformes des retraites sur le bien-être des ménages sont en effet susceptibles de dépendre du niveau de revenu. Des cotisations sociales plus élevées ou un taux de remplacement plus bas se traduisent par des effets distorsifs sur l'offre de travail pouvant peser davantage sur les bas revenus. Le coût en bien-être lié à une augmentation de l'âge moyen de départ à la retraite peut aussi être plus important pour les bas salaires, qui sont davantage exposés au risque de fin de carrière et donc plus sensibles à un relèvement des âges à partir desquels une pension peut être liquidée à taux plein. Enfin, si le régime de retraite incorpore un mécanisme de type "minimum vieillesse", il devient non contributif pour les éligibles. Les réformes des retraites sont alors susceptibles d'avoir des effets significativement différents pour les individus éligibles, qui sont par construction des agents à bas revenus.

Un modèle en équilibre partiel, paramétré sur données françaises, mesure l'effet net sur le bien-être de ces différents mécanismes et compare ces effets selon les réformes dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie.

Les principaux résultats obtenus dans la seconde section du chapitre 3 dédiée aux questions de redistribution intra-générationnelle sont les suivants :

- une réforme augmentant l'âge de la retraite et stabilisant le rapport (durée de retraite / durée d'activité) n'a aucun effet distorsif sur l'offre de travail, 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. Empiriquement, la condition de stabilisation du rapport (durée de retraite / durée d'activité) invite à relever l'âge moyen effectif de la retraite de l'ordre de 1 à 1,5 année par décennie au cours des vingt prochaines années.
- 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 intertemporel que les réformes qui ne modifient pas l'âge de la retraite. Elles modèrent aussi les différences

d'effets redistributifs en fonction du niveau de revenu. En particulier, une hausse de l'âge de la retraite pèse sensiblement moins sur le bien-être des individus à carrière incomplète (éligibles ou non au minimum vieillesse) et sur les jeunes actifs qu'une hausse des cotisations sociales avec âge de la retraite inchangé.

- au sein des réformes avec hausse de l'âge de la retraite - avec soit un ajustement complémentaire des cotisations sociales soit un ajustement du taux de remplacement - , aucune n'est pareto-améliorante par rapport à l'autre si les pouvoirs publics tiennent compte de l'influence des réformes sur le bien-être des agents à carrières incomplètes. La prise en compte des bas revenus est ainsi susceptible d'infléchir le choix du paramètre d'ajustement complémentaire à la réforme augmentant l'âge de la retraite. Le scénario 3 est d'autant moins défavorable pour le bien-être que la carrière d'un agent est complète alors que le scénario 4 est d'autant moins défavorable que la carrière est incomplète.

Ces résultats en équilibre partiel confirment les analyses en équilibre général et suggèrent la pertinence d'une augmentation future de l'âge de départ en retraite en lien avec les gains d'espérance de vie.

Chapitre 2

Choix d'une réforme des retraites : le critère peu discriminant des effets sur la croissance

Ce chapitre étudie l'effet sur la croissance à moyen-long terme des réformes des retraites par répartition. L'étude de la dynamique du PIB par tête en fonction de simulations démographiques utilise ici un modèle d'équilibre général avec générations imbriquées (MEGGI) qui permet de calculer l'impact sur la croissance potentielle des réformes des retraites pendant la phase de vieillissement démographique. Ce modèle est paramétré sur quatre pays connaissant des situations démographiques contrastées (France, Etats-Unis, Japon, Allemagne) et permet ainsi des comparaisons internationales.

Quatre réformes-types des régimes de retraites par répartition sont envisagées, qui permettent de maintenir équilibré le système chaque année au cours de la phase de vieillissement. Les deux premières réformes ont en commun de maintenir inchangé l'âge moyen effectif de départ à la retraite. Le scénario 1 correspond à une augmentation du taux de cotisations sociales à taux de remplacement inchangé. Le scénario 2 est associé à une baisse du taux de remplacement pour les futurs retraités, à taux de cotisations sociales inchangé. Les deux dernières réformes ont en commun d'augmenter l'âge moyen effectif de départ à la retraite de 1,25 année tous les dix ans à partir de 2005 et jusqu'en 2045. Dans le scénario 3, en plus de l'augmentation de l'âge de départ à la retraite, le taux de cotisations sociales est ajusté pour équilibrer exactement le régime. Dans le scénario 4, le paramètre ajusté est le taux de remplacement et le taux de cotisations sociales est maintenu inchangé.

Dans tous les scénarios, l'influence du vieillissement sur le taux de croissance du dynamique du PIB par tête est défavorable et sensible - de l'ordre de -0.3 point de pourcentage en France en moyenne à l'horizon 2030. Par ailleurs, l'effet du vieillissement sur les taux d'intérêt demeure contenu dans le modèle, de l'ordre de quelques dizaines de points de base

à l'horizon 2050. Une correction importante des prix d'actifs liée au vieillissement à partir des années 2020 apparaît ainsi peu probable, en particulier parce que la décélération de la population active se traduit par un effet favorable sur la productivité marginale du capital et les taux d'intérêt.

Le scénario 1 se traduirait par un relèvement de l'ordre d'une dizaine de points de pourcentage du taux de cotisations vieillesse au cours des vingt prochaines années en France. Il est, sans surprise, le scénario le plus défavorable à l'activité parmi ceux qui sont considérés ici. En effet, il n'est susceptible d'aucune influence favorable sur le marché du travail et sur le marché du capital. Sur le marché du travail, l'absence d'augmentation de l'âge effectif de départ à la retraite est équivalente à une absence de soutien à l'évolution de la population active et donc sur l'assiette des cotisations sociales. Sur le marché du capital, un alourdissement des prélèvements obligatoires pèse toutes choses égales par ailleurs sur le rythme d'accumulation du capital.

Dans le scénario 2 associé à une baisse du taux de remplacement avec un gel du taux de cotisations sociales et de l'âge de la retraite, l'effet favorable sur l'accumulation de capital serait en revanche sensible. Si les pressions financières sur le régime par répartition sont compensées par un ajustement à la baisse du niveau des pensions pour les futurs retraités, le taux de remplacement se replierait de façon sensible au cours des vingt prochaines années, de l'ordre de 20 points de pourcentage environ en France, et s'approcherait alors du taux actuel de remplacement moyen du système public de retraites au Royaume-Uni. Un tel repli du niveau futur attendu des pensions amènerait les ménages à relever leur effort d'épargne-retraite individuelle. Au niveau agrégé, le *capital deepening* associé au vieillissement s'en trouverait sensiblement accentué. L'effet sur le taux de croissance du PIB par tête, en moyenne annuelle et sur les prochaines décennies, peut être calculé à l'aide de modèles d'équilibre général à générations imbriquées, et s'établit de façon robuste aux environs de +0,2% par an, ce qui est loin d'être négligeable.

Les réformes incluant notamment une augmentation de l'âge moyen effectif de l'âge de départ en retraite de 1,25 ans tous les dix ans au cours des prochaines décades permettraient de soutenir la dynamique de la population active et de modérer sensiblement l'ampleur des ajustements complémentaires du taux de cotisations (scénario 3) ou du taux de remplacement (scénario 4) pour équilibrer le régime. Dans le scénario 3, le redressement du taux de cotisations sociales demeurerait très contenu, de l'ordre de 2 points de pourcentage d'ici 2025. Le taux de remplacement moyen des futurs retraités, actuellement proche de 62% en France (régime complémentaires inclus), descendrait aux environs de 52% dans le scénario 4. L'effet favorable sur le taux de croissance annuel du PIB par tête en moyenne sur les prochaines décennies par rapport au scénario 1 serait de l'ordre de 0,2% dans les deux cas. Dans les scénarios avec hausse de l'âge de la retraite, l'intensité capitalistique de l'économie serait plus faible que dans le scénario 2 mais la dynamique de la population active serait en revanche plus favorable.

Le critère de l'influence d'une réforme des retraites sur le PIB par tête permet donc

d'écarter le scénario où seul le taux de cotisations sociales est ajusté pour faire face aux pressions financières liées au vieillissement. Cependant il ne permet pas de départager clairement entre les scénarios 2, 3 et 4, surtout sur données françaises, dont les caractéristiques sont pourtant très différentes.

Dans ce contexte, la prise en compte des effets distorsifs sur l'offre de travail associé à une hausse de cotisations sociales ou une baisse du taux de remplacement n'aide guère à départager davantage les scénarios. D'une part, l'influence au niveau agrégé de ces effets distorsifs est assez limitée. Surtout, le *capital deepening* associé au vieillissement soutient le taux de croissance du salaire réel, car le prix du facteur travail, qui devient relativement plus rare dans une économie vieillissante, augmente. L'effet favorable sur l'offre de travail de cette hausse du salaire réel compense l'influence défavorable associée à un éventuel redressement du taux de cotisations sociales.

Au total, il n'apparaît pas possible, en particulier dans le modèle sur données françaises, de choisir une réforme des retraites sur la base de ses seuls effets sur le taux de croissance - mis à part le cas d'un ajustement exclusif par les cotisations sociales.

2.1 Une version de base d'un modèle d'équilibre général avec générations imbriquées et offre de travail exogène

Les modèles d'équilibre général avec générations imbriquées (MEGGI) combinent en une modélisation unique les principales caractéristiques des modèles d'équilibre général, des modèles de croissance, des modèles de cycle de vie et des modèles à générations imbriquées. Les premiers travaux théoriques relatifs à ces quatre catégories de modélisation font partie des grandes avancées de la réflexion économique des dernières décennies. La modélisation théorique de l'équilibre général a été initiée par Arrow et Debreu (1954) : les caractéristiques de l'équilibre économique sont obtenues par la résolution d'un système d'équations associées aux comportements d'optimisation des agents et la variable d'équilibre prend la forme d'un vecteur de prix. Les modèles de croissance néo-classique s'inscrivent dans la lignée du travail fondamental de Solow (1956) qui caractérise l'équilibre de long terme d'une économie à rendements décroissants et la convergence vers cet équilibre. Les modèles de cycle de vie sont pour une bonne part les héritiers des travaux pionniers de Franco Modigliani (cf. Modigliani et Brumberg, 1954). La modélisation de générations imbriquées a été initiée par Allais (1947), Samuelson (1958) et Diamond (1965) qui montrent notamment comment les comportements d'optimisation d'une génération influent sur ceux des autres générations vivantes à la même période.

Pour autant, le développement de MEGGI utilisant des données réelles et susceptibles d'apporter un éclairage réaliste et utile pour la politique économique est beaucoup récent. Il est redevable des progrès des traitements informatiques et en particulier des capacités de mémoire des ordinateurs. Il revient à Auerbach et Kotlikoff (1987) d'avoir inauguré la

première génération de MEGGI qui a permis un développement important de l'économie de la fiscalité dans un cadre d'équilibre général dynamique. Les travaux de recherche associés à ce développement seront évoqués et analysés tout au long de cette thèse. Des modèles à marché du travail exogène ont été réalisés entre autres par Hviding et Mérette (1998), Ingénue (2001 et 2006) et Börsch-Supan *et al.* (2003). Des modèles à marché du travail endogène peuvent être trouvés notamment dans Auerbach et Kotlikoff (1987), Broer, Westerhout et Bovenberg (1994), Chauveau et Loufir (1995), Miles (1999), Docquier, Liégeois, Loupias et Crettez (2002) et feront l'objet d'une analyse approfondie en 2.2. La version de base de notre modèle emprunte plusieurs caractéristiques à Miles (1999) et Börsch-Supan *et al.* (2003). D'autres modèles emploient des algorithmes numériques inspirés de Laffargue (1990) et Boucekkine (1995) - par exemple Bouzahzah, De la Croix et Docquier (2002) ou De la Croix et Docquier (2005) - qui sont évoqués *infra* (2.1).

2.1.1 Contraintes de modélisation

Le MEGGI utilisé dans ce chapitre correspond à une version modifiée d'un modèle initialement développé pour le département des affaires économiques de l'OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Economiques) dans le cadre d'un projet sur l'influence du vieillissement sur les marchés du capital, du travail et sur la croissance (Oliveira Martins, Gonand, Antolin, de la Maisonneuve et Yoo, 2005).

L'OCDE a pour mission de fournir aux gouvernements des Etats membres des analyses économiques fiables, reposant sur des bases théoriques solides, et permettant de formuler des recommandations de politiques économiques compréhensibles et robustes. Cette mission implique notamment que les modèles empiriques développés au sein de l'OCDE sont *a priori* spécifiques à chaque thème abordé et doivent permettre de formuler des conseils de politique économique peu sensibles aux hypothèses de modélisation. Elle implique aussi que l'OCDE s'abstienne généralement de développer des modèles essentiellement numériques, de type "boîte noire", qui ne permettent le plus souvent pas de relier les résultats à des explications clairement et rapidement identifiables.

La première contrainte de modélisation évoquée, relative au caractère spécifique des modèles et à leur faible sensibilité aux hypothèses, a naturellement conduit au choix de développer un MEGGI. L'analyse attentive des influences simultanées d'un phénomène sur la croissance et les marchés des facteurs de production requiert assez naturellement l'utilisation d'un modèle d'équilibre général. La dimension démographique du phénomène analysé rend pareillement souhaitable une modélisation avec générations imbriquées. En outre, la littérature empirique montre que la dynamique de ces modèles est raisonnablement robuste à sa paramétrisation.

La littérature est moins abondante cependant en ce qui concerne la sensibilité de l'évolution de l'équilibre général à la dynamique démographique, peut-être parce que le développement d'un modèle de simulation démographique requiert un investissement relativement

important. Ce manque relatif d'analyse dans la littérature empirique quant à la sensibilité des MEGGI aux évolutions démographiques est problématique pour une organisation internationale cherchant à proposer une réforme des retraites plutôt qu'une autre, car l'incertitude relative aux évolutions démographiques futures demeure aujourd'hui importante (Gonand, 2005).

Dans ce contexte, une première question à résoudre consiste à s'assurer que les recommandations de politique économique ne sont pas significativement dépendantes des hypothèses démographiques retenues dans une fourchette raisonnable. Elle a amené à développer un modèle de simulation démographique et, par utilisation conjointe avec le MEGGI, à analyser les conséquences pour l'équilibre général de différentes hypothèses démographiques. Cette démarche permet en particulier de montrer que l'effet macroéconomique de l'allongement de l'espérance de vie est nettement inférieur à celui lié à la fin du baby-boom.

La seconde contrainte de modélisation a amené à développer un MEGGI dont la résolution présente un caractère essentiellement analytique. De fait, les solutions sont exprimées sous forme analytique et l'emploi de techniques de résolution numérique est limité à la phase de convergence finale du modèle. Cette démarche analytique permet une compréhension en profondeur des différents mécanismes à l'oeuvre qui influencent les caractéristiques de l'équilibre général durant la phase de vieillissement, leurs interactions et leur effet net sur les variables macroéconomiques. Elle permet de "raconter une histoire" à la fois pédagogique et rigoureuse pour des décideurs publics. Elle favorise l'élaboration d'un discours cohérent, synthétique et reposant sur des fondements analytiques solides, et répond ainsi aux besoins de l'OCDE. Par ailleurs, les contraintes temporelles propres aux projets d'analyse économique structurelle qui sont développés par l'OCDE et doivent en moyenne être menés à bien sur une période d'environ 10 mois, ne permettraient pas de développer un modèle numérique complet.

Ce choix de construction du modèle diffère de modélisations recourant davantage à des algorithmes de résolution numérique qui permettent d'augmenter le nombre de dimensions de l'espace des variables du modèle dans un environnement stochastique, mais peuvent aussi rendre l'interprétation des résultats moins aisée. Une littérature s'est développée au cours des années 1990 qui utilise ainsi des algorithmes de résolution de type Newton-Raphson adaptés à la modélisation en équilibre général avec générations imbriquées et agents rationnels (Sims, 1990 ; Laffargue, 1990 ; Boucekine, 1995) et les programmes informatiques qui peuvent lui être associée (Juillard, 1996). Elle introduit des dimensions de variables supplémentaires dans les MEGGI, par exemple le capital humain et des mécanismes de croissance endogène (Bouzahzah, De la Croix et Docquier, 2002 ; De la Croix et Docquier, 2005).

Les deux contraintes de modélisations mentionnées *supra*, liées au besoin de modèles très robustes, ont amené à privilégier le choix d'une modélisation plus analytique. Une modélisation spécifique sera développée en 2.2, relative à l'endogénéisation du temps de travail dans un MEGGI où l'on souhaite toujours pouvoir disposer d'une forme analytique

pour les solutions.

Dans le modèle, chaque pays est considéré comme une économie fermée. Un modèle en économie ouverte, avec calibration tentant de reproduire les flux internationaux de capitaux actuels, aurait requis une calibration fragile si ce n'est irréaliste au vu de la structure actuelle des flux de capitaux internationaux. L'hypothèse d'économie fermée conduit au moins théoriquement à surestimer légèrement l'impact du vieillissement sur les marchés financiers nationaux dans la mesure où la prise en compte de flux de capitaux internationaux aurait introduit un élément amortissant l'ampleur des ajustements. Néanmoins l'impact de l'ouverture des marchés de capitaux doit être relativisée en lien avec de nombreux éléments : "home bias", risque de change, institutions financières déficientes, performances passées des places financières des pays en voie de développement inférieures à celles des pays du G7 et corrélation croissance des rendements boursiers en cas d'intégration financière internationale, vieillissement accéléré dans de nombreux pays en développement (Blommestein et Funke, 1998). En outre, l'hypothèse d'économie fermée soulève relativement peu de problèmes pour les Etats-Unis. Au total, les différences de résultats entre notre modèle en économie fermée et des modèles avec mouvements internationaux des capitaux apparaissent vraiment limitées (Ingénue, 2006).

Le modèle n'endogénéise pas la productivité globale des facteurs (PGF) et néglige ainsi d'éventuels mécanismes de croissance endogène liés au vieillissement. Le vieillissement des populations serait en effet susceptible de ralentir les gains de PGF dans la mesure où la structure de la valeur ajoutée se déformerait progressivement en faveur du secteur des services où les gains de productivité sont habituellement plus faible que dans l'industrie. Ces effets de déformation de la structure de l'offre liés à une déformation de la structure de la demande devraient néanmoins être globalement très limités car cette dernière demeurerait très contenue (Oliveira Martins *et al.*, 2005).

Dans ce chapitre, le marché du travail est exogène. Les taux de participation et de chômage sont gelés à leurs niveaux de l'année 2000, sauf dans les scénarios de réformes de retraites incluant une augmentation de l'âge de départ à la retraite. L'année 2000 correspondant à un output gap proche de 0 dans les pays étudiés, les taux de participation et de chômage observés sont supposés correspondre à leurs niveaux de long terme. Une version avec marché du travail et temps de travail endogènes durant la vie active est développée en 2.2.

Le modèle est paramétré sur quatre grands pays industrialisés (Etats-Unis, Allemagne, Japon, et France). La structure du modèle est identique pour tous les pays et les spécificités nationales sont prises en compte dans la paramétrisation du modèle. L'homogénéité de la modélisation ne permet naturellement pas de prendre en compte tous les particularismes microéconomiques des régimes de retraites nationaux. Elle présente cependant l'avantage de rendre possible les comparaisons internationales.

2.1.2 Le modèle

Données démographiques

La population totale est divisée en différentes cohortes, chaque cohorte vivante étant définie comme un groupe d'individus nés la même année. Le degré annuel de désagrégation permet une prise en compte fine des évolutions démographiques. Chaque cohorte est caractérisée par son âge a à une année t et comprend $N_{t,a}$ individus. Elle est modélisée par un individu représentatif dont la vie économique commence à 20 ans ($a = 0$) et termine de façon certaine à $\Psi_{t,0}$ ans (soit $a = \Psi_{t,0} - 20$), où $\Psi_{t,0}$ désigne l'espérance de vie moyenne à la naissance de la cohorte née en t .

Au sein de chaque cohorte, l'individu représentatif perçoit des revenus du travail, des allocations chômage et une pension de retraite. Le paramètre $v_{t,a}$ désigne la part de la population d'une cohorte d'âge a en t qui est employée et reçoit un salaire, $\mu_{t,a}$ la part de la population d'une cohorte d'âge a en t qui est au chômage et reçoit une prestation chômage notée $\xi_{t,a}$, et par $\pi_{t,a}$ la part de la population d'une cohorte d'âge a en t qui est à la retraite et reçoit une pension notée $\Phi_{t,a}$.

Les données démographiques sont issues d'un modèle de simulation démographique (Gonand, 2005) développé pour l'OCDE et présenté en annexe. Sur le passé comme en projection, ces données se présentent sous la forme de sous-groupes démographiques de 5 années (20-24 ans, 25-29 ans...) et les projections démographiques sont calculées selon une périodicité quinquennale (2005, 2010, ... 2050). Ces données sont transformées afin d'obtenir une matrice annuelle de la structure de la population (20, 21... ans pour les années 2000, 2001...) et de construire le modèle sur données annuelles. Cette transformation se fait sous la forme d'une linéarisation reconstituant des profils cohérents de cohortes au cours du temps.

La transformation des données démographiques en profil de cohortes annuelles est effectuée sur la population totale. Le partage de la population totale entre population active et population inactive sur le passé est connu. En projection, les taux de participation sont gelés à leur niveau atteint à une année récente où l'output gap du pays considéré était proche de 0, soit l'année 2000¹, sauf dans les scénarios incorporant une hausse de l'âge de départ à la retraite (voir *infra*).

Le partage en projection de la population active entre population employée et population au chômage soulève peu de difficultés. Les variations du chômage traduisent pour une bonne part l'impact de variation de la demande agrégée. Les négliger dans un modèle de long terme semble d'autant plus acceptable que les prévisions de taux de chômage par âge sur plusieurs décennies sont sujettes à caution. Les taux de chômage par âge sont donc gelés à leur niveau de 2000, année où l'output gap moyen dans l'OCDE était proche de 0.

¹Cette hypothèse traduit le souci de ne pas brouiller les résultats d'un modèle de long terme par les effets de flexion observés au cours du dernier cycle connu.

En d'autres termes, le chômage entre dans le modèle de façon *ad hoc* et demeure exogène.

Le partage de la population inactive entre population retraitée (recevant une pension et représentant une fraction $\pi_{t,a}$ d'une cohorte) et population inactive non retraitée (qui ne perçoit pas de pension et représente une fraction $1 - v_{t,a} - \mu_{t,a} - \pi_{t,a} > 0$ d'une cohorte) est plus difficile. Il est cependant nécessaire pour obtenir des taux de cotisations sociales équilibrant le régime de retraite réalistes. Tous les individus d'une cohorte n'ont pas nécessairement été employés au cours de leur vie et ne reçoivent pas automatiquement de pension. La taille de cette sous-cohorte étrangère au marché du travail et au système de retraite n'est pas négligeable. Aucune donnée démographique agrégée n'étant disponible pour effectuer cette distinction, le recours à une hypothèse de calcul devient inévitable.²

La résolution du modèle nécessite de calculer l'équilibre général et les comportements optimaux de toutes les générations vivantes durant la période 1989-2080. En l'absence de données disponibles sur la totalité de cette période, la population est supposée stable dans tous les pays avant 1950. Entre 1950 et 1970, l'indisponibilité des données a pareillement nécessité le recours à une hypothèse spécifique afin de tenir compte autant que possible du redressement du taux de fécondité lié au baby-boom : la croissance annuelle de la population totale est fixée entre 1950 et 1970 à 1,5 fois sa croissance annuelle moyenne sur la période 1970-2000. Pour la période 1970-2000, les données démographiques utilisées sont issues des bases de données de l'OCDE et correspondent aux statistiques des pays membres. A partir de 2000, les projections démographiques dans le modèle utilisent les projections quinquennales de Gonand (2005) converties en profils annuels.

Fonction de production et programme de maximisation des ménages

L'offre productive est modélisée par une fonction de production standard à élasticité de substitution constante (CES), avec un bien composite et deux facteurs de production, le capital et le travail :

² La part de la population inactive réputée ne pas recevoir de pension de retraite est ici supposée constante en projection et égale au rapport de la population inactive âgée de 40 à 44 ans en 2000 divisé par la population inactive âgée de 65 à 69 ans la même année (ou 70-74 ans dans le cas du Japon). Ce calcul traduit l'intuition selon laquelle les inactifs de 40 à 44 ans sont trop âgés pour être des étudiants et pas assez pour être retraités. Ils peuvent donc raisonnablement être considérés comme "étrangers" à la fois au marché du travail et au système de retraites. Ces effectifs sont rapprochés de ceux du groupe d'âge de retraités les moins âgés, *i.e.*, le moins touché par la mortalité. Ce calcul retient l'hypothèse implicite selon laquelle la population inactive ne percevant pas de retraite constitue une fraction fixe au cours du temps de la population inactive totale de chaque cohorte. En moyenne, cette fraction est comprise entre 20% et 30%. Cet ordre de grandeur qui permet d'obtenir de taux moyen de cotisations sociales proches des taux observés dans les pays analysés.

$$Y_t = \left[\alpha K_t^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha) \left[A_t L_t \sum_a^{\max(a,t)} \left(\varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t} \right) \right]^{1-\frac{1}{\beta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$$

où α désigne un paramètre technologique, β correspond à l'élasticité de substitution capital/travail, K_t au stock de capital productif du secteur marchand non agricole, L_t à la population active totale. A_t correspond à un indice associé aux gains de productivité globale des facteurs et $\max(a, t)$ désigne l'âge de l'individu le plus âgé de la population totale à l'année t . Le progrès technique est ici supposé neutre au sens de Harrod (cf. Uzawa, 1961 ; Jones et Scrimgeour, 2004).

Le paramètre ε_a relie l'âge a d'un individu à sa productivité. Plus il est élevé, plus le facteur travail est efficient. Suivant Miles (1999) et Ingénue (2001), il est défini par la fonction quadratique $\varepsilon_a = e^{0.05(a+20)-0.0006(a+20)^2}$. Son maximum absolu est atteint pour un âge de 42 ans auquel est associé un niveau de productivité supérieur de 32% à celle d'un individu de 20 ans.³

Dans ce contexte, l'expression $\sum_a^{\max(a,t)} \varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t}$ lie la productivité de la population active à une année donnée à son âge moyen.

La fonction de production sous forme intensive s'obtient en divisant chacun des inputs par $\left[A_t L_t \sum_a^{\max(a,t)} \left(\varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t} \right) \right]$, soit :

$$y_t = f(k_t) = \left(\alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha) \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$$

La maximisation du profit par le producteur permet d'obtenir les prix des facteurs de production à l'optimum. Pour le capital, le taux d'intérêt d'équilibre est égal à $r_t = \alpha k_t^{\frac{1}{\beta}} \left(1 - \alpha + \alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} \right)^{\frac{1}{\beta-1}}$.⁴ Le salaire d'équilibre par unité de travail efficient est égal à

³Certains travaux suggèrent que la décroissance de la productivité après 50 ans dans cette fonction serait trop rapide, et que la productivité des plus de 50 ans ne serait pas sensiblement inférieure à celle des jeunes salariés (cf. Aubert et Crépon, 2003). Des régressions sur données de panel effectuées en interne à l'OCDE ne permettent pas en effet de conclure que le profil de productivité en fonction de l'âge serait décroissant après 45/50 ans en lien avec l'existence d'un biais de sélection non surmontable (les individus actifs âgés présents dans le panel pouvant être les plus productifs de leur classe d'âge, les autres étant au chômage ou en pré-retraite). Ce travail s'en tient à la fonction quadratique de Miles. Les tests de robustesse suggèrent que l'impact sur les résultats de cette hypothèse est très limité, et même négligeable en ce qui concerne les projections de PIB par tête (cf. *infra*).

⁴On sait que pour une fonction de production $Y_t(K_t, A_t L_t)$, le taux d'intérêt est égal à la dérivée de la production par tête par rapport au capital par tête. Analytiquement, cette dernière est égale

$w_t = A_t(1-\alpha) \left(\alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} + 1 - \alpha \right)^{\frac{1}{\beta-1}}$. Ce salaire est super-brut de cotisations sociales, car il est brut de cotisations salariés et les entreprises ne versent pas cotisations employeurs dans ce modèle. A l'équilibre de long terme, le capital par tête k_t est constant et la croissance du salaire réel est égale aux gains annuels de productivité du travail.

Le modèle est construit sur données réelles et non nominales : le prix du bien produit est normalisé à 1 et reste constant au cours du temps.

Enfin, le modèle ne comprend pas de taux de dépréciation du capital. En tenir compte ne modifierait pas la dynamique de l'équilibre ni le niveau de la plupart des agrégats macroéconomiques (cf. *infra*). Par ailleurs, cette hypothèse n'a pas d'impact vis à vis du phénomène de *capital deepening* dans la mesure où, à l'équilibre de long terme du modèle, la population totale et le capital par tête efficiente sont constants.

La fonction d'utilité des ménages est additivement séparable. Pour une cohorte d'âge a à une année t , la fonction d'utilité intertemporelle ($U_{t,a}$) à maximiser s'écrit :

$$U_{t,a} = \frac{1}{1-\sigma} \sum_{j=a}^{\Psi_{t-a,0}} \left[\frac{1}{(1+\rho)^{j-a}} (c_{t+j-a,j})^{1-\sigma} \right]$$

où ρ désigne le taux d'escompte psychologique des ménages, $c_{t,j}$ le niveau de consommation de l'individu moyen représentatif de la cohorte d'âge j en t , σ l'inverse du coefficient de substitution intertemporelle de la consommation et $\Psi_{t-a,0}$ l'espérance de vie moyenne à la naissance de la cohorte née en $t-a$.

Les individus décèdent sans laisser d'héritage à leur descendance. Cette hypothèse revient à retenir une version standard du modèle de cycle de vie où les agents ne sont pas altruistes. Une analyse des interactions possibles entre l'existence d'agents altruistes et la problématique du financement des retraites peut être trouvée dans Belan, Michel et Wigniolle (2004). La prise en compte d'un degré non nul d'altruisme pour les descendants se matérialiserait ici par l'introduction d'un deuxième argument dans la fonction d'utilité lié à l'héritage transmis. Cette modification de la fonction d'utilité changerait le niveau d'un certain nombre de variables du modèle. Néanmoins elle est peu susceptible d'influencer sensiblement sa dynamique d'ensemble en particulier si le coefficient de préférence relative pour la consommation vis-à-vis de l'héritage reste constant.⁵ Au total, la prise en compte de l'existence d'agents laissant un héritage serait plus réaliste car elle permettrait de corriger la surestimation du taux d'épargne aux âges élevés qu'implique la version standard des

à $\alpha k_t^{\frac{1}{\beta}} \left(1 - \alpha + \alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} \right)^{\frac{1}{\beta-1}}$. Le salaire optimal est quant à lui égal à $A_t(y_t(k_t) - k_t r_t) = A_t(1 - \alpha) \left(\alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} + 1 - \alpha \right)^{\frac{1}{\beta-1}}$.

⁵ L'introduction d'agents altruistes contraindrait aussi à déterminer quelles générations tirent exactement profit des héritages transmis.

modèles de type cycle de vie, mais elle n'est pas susceptible de changer sensiblement les conclusions de politique économique tirées de cet exercice comparant différents scénarios de réforme entre eux.

Cette spécification de la fonction d'utilité considère aussi que les agents formulent des anticipations rationnelles sur l'ensemble de leur cycle de vie. Cette hypothèse, habituelle mais forte, néglige la myopie des agents économiques. Des travaux existent qui examinent les conséquences de l'introduction d'agents myopes dans un modèle à générations imbriquées avec deux périodes (De la Croix et Michel, 2002). Dans le contexte de notre modèle avec période multiples, la possibilité d'utiliser un taux d'escompte hyperbolique aurait pu être retenue. Néanmoins, une nouvelle fois, cette hypothèse plus réaliste aurait modifié les niveaux des variables dans le modèle mais beaucoup moins leur dynamique d'ensemble qui importe davantage pour l'analyse dès lors qu'il s'agit ici de comparer les effets macroéconomiques de différents scénarios de réforme des retraites.

Les conséquences de la levée des hypothèses d'absence d'altruisme et d'anticipations parfaites font utilement l'objet de certains développements contemporains de la recherche économique. L'économiste empirique peut se rassurer en se rappelant la remarque de Paul Samuelson (1987) selon lequel "l'hypothèse du cycle de vie est une grande théorie, moins parce qu'elle rend parfaitement compte des données empiriques, que parce qu'elle constitue un paradigme qui permet de formuler les bonnes questions pour traiter les données".

La contrainte budgétaire intertemporelle pour l'individu moyen de la cohorte âgée de 20 ans ($a = 0$) à l'année t est :

$$y_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[y_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] = c_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[c_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right]$$

où $y_{t,a}$ désigne le revenu individuel moyen après versement de cotisations sociales, tel que :

$$y_{t,a} = w_{t,a}^g (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P}) + \xi_{t,a} + \Phi_{t,a}$$

Le revenu $y_{t,a}$ de l'individu moyen est calculé comme une combinaison linéaire de ses différentes sources de revenus où les pondérations correspondent à la structure de la cohorte par catégorie de situation (employé, chômeur, retraité, ou autre), selon le schéma suivant :

- $w_{t,a}^g = w_t \varepsilon_a \nu_{t,a}$ désigne le salaire brut moyen reçu pour une unité de travail efficient fournie par l'individu moyen de la cohorte d'âge a en t . Le paramètre w_t désigne le salaire super-brut par unité de travail efficient. Chaque individu d'une cohorte d'âge a en t apporte ε_a unités de travail efficient, où $\varepsilon_a(a)$ est une fonction de l'âge décrite ci-dessus ($\varepsilon_a = e^{0.05 \cdot (a+20) - 0.0006 \cdot (a+20)^2}$). La variable $w_{t,a}^g$ tient compte du coefficient $\nu_{t,a}$ qui mesure la fraction de la population de la cohorte bénéficiant d'un travail salarié.
- $\tau_{t,U}$ est le taux de cotisations sociales prélevées sur le salaire brut pour financer un

régime d'assurance chômage. $\tau_{t,P}$ est le taux de cotisations sociales prélevées sur le salaire brut pour financer le régime de retraite par répartition.

- la prestation chômage $\xi_{t,a}$ est proportionnelle au salaire $w_{t,a}^g$ selon un facteur u constant et exogène, soit $\xi_{t,a} = uw_{t,a}^g\mu_{t,a}$ où $\mu_{t,a}$ désigne la part de la population d'une cohorte d'âge a en t qui est au chômage et reçoit une prestation chômage (notée $\xi_{t,a}$).

- le montant de la pension de retraite $\Phi_{t,a}$ dépend de l'âge de l'individu et de l'âge légal ψ_t à partir duquel une pension à taux plein peut être obtenue.⁶ Trois cas sont distingués :

- * avant l'âge de 50 ans, aucune pension ne peut être reçue : $[50 > a + 20] \rightarrow [\Phi_{t,a} = 0]$

- * la fraction d'une cohorte partant à la retraite entre 50 ans et ψ_t peut recevoir une pension mais la valeur totale des pensions reçues par cette sous-cohorte est diminuée d'un taux de pénalité fixé ici à 6% par année manquante pour parvenir à ψ_t :⁷

$$[50 \leq a + 20 < \psi_t] \rightarrow \left[\Phi_{t,a} = \max \left(p_t w_t \varepsilon_{\psi_t} \pi_{t,a} \left(1 - \frac{\psi_t - 20 - a}{100/6} \right); 0 \right) \right]$$

où p_t désigne le taux de remplacement brut moyen du régime de retraite par répartition à l'année t . On rappelle que $\pi_{t,a}$ désigne la part de la population d'une cohorte d'âge a en t qui est à la retraite et reçoit une pension $\Phi_{t,a}$, et que ε_{ψ_t} désigne le paramètre de productivité individuelle d'un individu atteignant l'âge légal de la retraite. Le paramètre w_t désigne le salaire super-brut par unité de travail efficient.

- * pour un âgé égal ou supérieur à ψ_t , la fraction de la cohorte à la retraite reçoit une pension non pénalisée (donc à taux plein), proportionnelle au dernier salaire reçu selon un taux de remplacement moyen (p_t) : $[\psi_t \leq a + 20] \rightarrow \left[\Phi_{t,a} = \Phi_{t-1,a-1} \frac{\pi_{t,a}}{\pi_{t-1,a-1}} \right]$. Ce mode de calcul implique que la pension reçue par l'individu moyen représentatif de la cohorte est constante en termes réels, mais ajustée annuellement pour tenir compte de la déformation de la structure de la cohorte liée aux départs en retraite successifs.

Au total, le régime de retraite stylisé du modèle capte, pour chaque pays, les principales caractéristiques des régimes par répartition : proportionnalité des retraites reçues aux salaires passés, pénalisation des prises de retraite anticipées et indexation exclusive sur les prix (et non sur les salaires). Les taux de cotisations sociales d'équilibre obtenus par cette modélisation sont proches des taux observés sur le passé récent pour les 4 pays envisagés.

⁶Dans chaque pays, le montant de la pension de retraite reçue par un individu dépend de nombreux paramètres, dont la plupart sont individuels. La modélisation macroéconomique contraint à un certain nombre de simplifications, dont l'impact macroéconomique est souvent très faible. Enfin, la comparabilité des résultats entre les pays étudiés suggère aussi une modélisation homogène du régime de retraite.

On rappelle que le système de retraite est supposé équilibré comptablement chaque année. Il ne recourt donc jamais à l'endettement et sa contrainte budgétaire est instantanée.

⁷Cet ordre de grandeur correspond à un taux moyen de neutralité actuarielle applicable à la Caisse Nationale pour l'Assurance Vieillesse en France en 2003.

La résolution par le Lagrangien du programme de maximisation de la fonction objectif sous la contrainte budgétaire intertemporelle aboutit à la traditionnelle et très simple équation d'Euler :

$$\frac{c_{t,a}}{c_{t-1,a-1}} = \left(\frac{1+r_t}{1+\rho} \right)^\kappa$$

où κ désigne le coefficient de substitution intertemporelle (avec $\kappa = \sigma^{-1}$). Cette équation d'Euler fournit la dynamique optimale de consommation des ménages. Si un point de cette trajectoire est connu, elle permet d'en déduire la trajectoire complète. Le niveau initial de consommation en début de vie est obtenu en réintégrant l'équation d'Euler dans la contrainte budgétaire intertemporelle. Après quelques manipulations, on obtient le niveau optimal de consommation d'une cohorte âgée de 20 ans ($a = 0$) en t :

$$c_{t,0} = \left[y_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[y_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] \right] / \left[1 + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[(1+\rho)^{-j\kappa} \prod_{i=1}^j (1+r_{t+i})^{\kappa-1} \right] \right]$$

Ce cadre analytique introduit un lien entre démographie et comportements d'épargne optimaux. Dans cet environnement de modélisation lié à la théorie du cycle de vie, le taux d'épargne augmente avec l'âge jusqu'au départ à la retraite pour se replier ensuite et devenir négatif en fin de vie. Au niveau agrégé, le taux d'épargne dépend en effet positivement de la fraction d'actifs âgés dans la population ($v_{t,a}$), et négativement de la fraction de retraités ($\pi_{t,a}$). Dans ce contexte, le vieillissement des cohortes nées au cours du Baby-boom se traduit par un effet favorable sur le taux d'épargne tant que ces cohortes demeurent majoritairement actives, mais s'inverse pour devenir défavorable après les départs à la retraite.

A partir de la valeur de $c_{t,0}$ et de l'équation d'Euler, la trajectoire optimale de consommation est immédiatement calculable, ainsi que la trajectoire optimale d'épargne ($s_{t,a} = y_{t,a} - c_{t,a}$)⁸ et d'accumulation du capital de cohorte ($\Omega_{t,a} = (1+r_t)\Omega_{t-1,a-1} + s_{t,a}$)⁹. Les intérêts perçus sur le capital correspondent au taux d'intérêt d'équilibre du modèle. Les flux d'intérêts sont supposés intégralement capitalisés.

Equilibre, décomposition du taux de croissance, paramétrisation

L'équilibre est modélisé en environnement certain. Une modélisation en environnement incertain ferait obstacle à une résolution essentiellement analytique et ne respecterait donc pas une des deux contraintes de modélisation structurant ce travail. En outre, l'apport en

⁸ où $s_{t,a}$ désigne l'épargne d'une cohorte d'âge a à l'année t .

⁹ où $\Omega_{t,a}$ désigne la richesse accumulée par une cohorte d'âge a à l'année t .

termes de résultats macroéconomiques et de recommandations de politique économique lié à une modélisation en environnement incertain dans ce contexte est nécessairement limité par rapport à une spécification utilisant un individu moyen représentatif pour chaque cohorte.

L'offre de capital des ménages est égale, en unité de capital offerte par tête, à la somme de l'offre de capital des cohortes pondérée par les effectifs, soit $W_t = \sum_a \Omega_{t,a} \chi_{t,a}$ avec $\chi_{t,a} = \frac{N_{t,a}}{\sum_a N_{t,a}}$. Elle est normalisée à 1 à l'année de base du modèle (i.e. 1989).

L'équilibre sur le marché du capital est obtenu en faisant converger le vecteur de stock de capital demandé par les entreprises (K_t) et le vecteur de capital offert par les ménages (W_t). Cet équilibre est dynamique : une modification de la variable d'équilibre (ici, le taux d'intérêt) à une année donnée modifie les comportements optimaux de toutes les cohortes vivantes à cette année et donc les conditions de l'équilibre de toutes les autres années du modèle. Concrètement, l'équilibre est calculé numériquement selon la démarche standard dite de Gauss-Seidel. Pour un coefficient donné de convergence $\Delta > 0$, K_t et W_t sont calculés de façon à ce que sur une période donnée de convergence (ici 1989-2080), la relation suivante soit respectée avec $\Delta \rightarrow 0$.¹⁰

$$0 < \max \left| \frac{K_t}{W_t} - 1 \right| < \Delta \quad \forall t \in [1989; 2080]$$

Le marché du travail est exogène dans cette version du modèle et il est réputé équilibré. La loi de Walras assure dans ce contexte que si le marché du capital est équilibré, alors le marché des biens l'est aussi. Ce dernier résultat est vérifiable dans le modèle car il implique que les égalités de comptabilité nationale sont respectées (investissement = épargne et valeur ajoutée = somme de la rémunération des facteurs de production).

Le modèle permet de calculer l'évolution du PIB par habitant en fonction des pays et des scénarios de réformes des régimes de retraite.¹¹ La dynamique du PIB par tête peut être décomposée en trois facteurs : les gains de productivité apparente du travail, le taux de croissance de la population active et le taux de croissance de la population totale. Les gains de productivité apparente du travail peuvent eux-mêmes être décomposés en deux contributions distinctes, celle de l'intensité capitaliste (*capital deepening*) et celle de la productivité globale des facteurs (intégralement captée par le facteur travail en lien avec l'hypothèse d'un progrès technique neutre au sens de Harrod). Cette décomposition peut être obtenue à l'aide de quelques manipulations analytiques simples.

Dans le modèle, la fonction de production CES avec progrès technique neutre au sens de Harrod s'écrit $Y_t = \left[\alpha K_t^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha) \left[A_t L_t \sum_a \left(\varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t} \right) \right]^{1-\frac{1}{\beta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$ où $\left(\sum_a \varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t} \right) L_t$ représente la population active en unités efficaces. Le PIB par tête, défini comme le re-

¹⁰ En pratique, Δ est fixé, au maximum, à 0.005 dans les convergences du modèle.

¹¹ On rappelle ici que les tests de robustesse du modèle suggèrent que les résultats sont très peu sensibles à l'hypothèse faite quant au profil de productivité individuelle en fonction de l'âge (ε_a).

venu total de l'économie par habitant, peut s'écrire $\frac{Y_t}{N_t} = y_{app,t} \frac{(\sum_a [\varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t}]) L_t}{N_t}$ où $y_{app,t}$ est la productivité apparente d'une unité de travail. Une fonction CES étant homogène de degré 1, cette productivité apparente par tête est aussi égale à :

$$y_{app,t} = \left[\alpha \left(K_t / \left(L_t \sum_a \varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t} \right) \right)^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha) A_t^{1-\frac{1}{\beta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$$

où les notations ont été définies *supra*.

En log-linéarisant l'expression de $\frac{Y_t}{N_t}$ on obtient $d\left(\frac{Y_t}{N_t}\right) = dy_{app,t} + d\left(\sum_a \varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t}\right) L_t - dN_t$. Les deux derniers membres du côté droit de cette expression, qui correspondent respectivement à la contribution au taux de croissance annuel du PIB par tête de la population active et de la population total - sont facilement calculables. Si l'expression $dy_{app,t}$ ne peut pas être log-linéarisée dans le contexte général d'une fonction de production CES, elle peut toujours être exprimée utilement comme la somme de deux contributions :

$$dy_{app,t} = \left[\alpha \frac{K_{t-1}}{L_{t-1} \sum_a \left[\varepsilon_a \frac{v_{t-1,a} N_{t-1,a}}{L_{t-1}} \right]} + (1-\alpha) A_t \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}} + \left[\alpha \frac{K_t}{L_t \sum_a \left[\varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t} \right]} + (1-\alpha) A_{t-1} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$$

où le premier terme à droite de cette expression correspond à la contribution du stock de capital par unité de travail à la croissance de la productivité apparente du travail, et le second terme à la contribution de la PGF neutre au sens de Harrod à cette même croissance de la productivité du travail.

À l'équilibre de long terme, le capital par unité de travail efficient est constant et la productivité apparente du travail augmente au même rythme que la productivité globale des facteurs, puisque la population est supposée constante à long terme. Le capital par unité de travail augmente au même rythme. Sous l'hypothèse que les gains de PGF sont constants et égaux à 1.5% par an, et que la part des revenus du capital dans le PIB est égale à 0.3, alors la contribution du stock de capital par tête à la productivité du travail est égale à $\alpha(dA_t) = 0.45\%$ et la contribution de la PGF à $(1-\alpha)dA_t = 1.05\%$.

Dans la fonction de production, les inputs K_t , L_t et A_t sont normalisés à 1 à l'année de base du modèle (soit 1989). Le taux de croissance de A_t , qui traduit les gains de productivité globale des facteurs, est fixé pour tous les pays à 1,5% par an. Le progrès technique est réputé neutre au sens de Harrod. Des études empiriques récentes (*e.g.*, Acemoglu, 2000) suggèrent en effet que l'intégralité de ces gains est à long terme incorporée dans le facteur travail.¹² Pour les pays de la zone euro, cet ordre de grandeur est implicitement retenu par

¹²Dans ce contexte, la productivité du capital est constante à long terme.

la Banque Centrale Européenne dans son estimation de la croissance potentielle utilisée pour calculer la valeur de référence de progression de la masse monétaire M3. Pour les Etats-Unis, la base de données de l'*Economic Outlook* de l'OCDE suggère aussi un gain annuel moyen de productivité multifacteurs au cours des années 1990 de 1,5%.

La valeur de l'élasticité de substitution capital / travail dans la fonction de production (β) tend vers 1.¹³ La fonction de production dans les scénarios centraux tend donc vers une fonction Cobb Douglas. La littérature empirique estimant ce paramètre est assez abondante mais non consensuelle. De façon générale, la plupart des travaux disponibles suggèrent de choisir une valeur proche de 1. Les estimations sont néanmoins particulièrement sensibles aux caractéristiques des échantillons statistiques utilisés (Klump, McAdam and Willman, 2004). Dans ce contexte, les estimations réalisées sur données d'un panel de pays (et non d'industries)¹⁴ et sur une période relativement longue ont été privilégiées.¹⁵

La valeur du paramètre technologique (α), qui correspond dans le cas d'une fonction Cobb Douglas à la part des revenus du capital dans la valeur ajoutée, est fixée à 0.3 pour tous les pays.¹⁶

Le taux d'escompte psychologique des ménages est fixé à 2%, en lien avec la littérature empirique (Miles, 1999; Börsch-Supan *et al.*, 2003). Sur la base de développements analytiques, Gallon et Masse (2004) suggèrent que ce taux d'escompte des ménages serait compris entre 2% et 3% en termes réels. Une approche économétrique approfondie (Gourinchard et Parker, 2002) montre que cet ordre de grandeur est acceptable.

Le paramètre de proportionnalité (u) des indemnités chômage aux salaires passés est fixé à 50% pour tous les pays.¹⁷

¹³ Concrètement, sa valeur est fixée à 0.9999.

¹⁴ Les panels de données industrielles utilisés par certaines estimations de l'élasticité capital-travail comportent beaucoup de bruit statistiques et se traduisent parfois par des valeurs estimées particulièrement basses (cf. Chirinko, Fazzari et Meyer (2004) qui suggèrent une valeur de 0.4).

¹⁵ Les travaux utilisant des données de panel sur périodes limitées (inférieures à 10 ans) n'ont donc été retenus. Andersen *et al.* (1999) utilisent ainsi un panel de 17 pays de l'OCDE sur la période 1966-1996 et suggèrent une valeur comprise entre 1.20 et 1.45. Duffy et Papageorgiou (2000) mobilisent une base de données encore plus large (82 pays sur 1960-1997) et obtiennent une valeur de 1.4. La valeur retenue pour l'élasticité de substitution capital / travail dans la fonction de production du présent modèle est légèrement inférieure à ces deux estimations. Les tests de robustesse suggèrent qu'une valeur différente, tout en restant raisonnable, modifierait peu les résultats obtenus.

¹⁶ Dans les modèles intégrant un taux d'amortissement du capital productif, la valeur de ce paramètre est traditionnellement fixée à 0.4 (Börsch-Supan *et al.*, 2003). Empiriquement, la valeur de 0.4 correspond à la part moyenne observée dans les pays occidentaux de l'excédent d'exploitation brut d'amortissement du capital (EBE) des sociétés non financières dans leur valeur ajoutée (elle-même brute d'amortissement du capital). L'absence de taux de dépréciation du capital dans notre modèle nécessite d'ajuster cet ordre de grandeur. Pour un ratio (EBE / valeur ajoutée brute) de l'ordre de 40% et un taux de dépréciation standard de la VA de 15%, on obtient un ratio (ENE / VA nette) proche de 0.3. Miles (1999) retient une valeur proche de 25%.

¹⁷ Empiriquement, la valeur de ce paramètre est très variable selon les situations individuelles et les caractéristiques des régimes nationaux d'indemnisation du chômage. Börsch-Supan *et al.* (2003) utilise un

L'âge *légal* de la retraite (ψ_t) à partir duquel une pension à taux plein peut être obtenue est supposé égal à l'âge *effectif* moyen de départ à la retraite.¹⁸ Cette hypothèse est bien sûr simplificatrice. Néanmoins elle est cohérente avec le rôle joué par ψ_t dans le modèle et qui consiste à tenir compte de l'âge, plus ou moins élevé selon les pays, à partir duquel une retraite à taux plein est offerte par le régime par répartition.

Le taux de remplacement brut p_t est calculé comme le ratio $\frac{\text{total pensions brutes par tête}_t}{\text{total salaires bruts par tête}_t}$ sur le passé récent, en ligne avec la spécification analytique du modèle (cf. *supra*). Il constitue un proxy du degré de générosité du régime de retraite par répartition. Les ordres de grandeurs obtenus sont raisonnables (57.5% pour les Etats-Unis, 51.2% pour le Japon, 51.7% pour l'Allemagne et 63.7% pour la France). D'autres valeurs modifieraient le niveau de certaines variables du modèle (notamment le taux d'épargne et le ratio (capital accumulé / revenu)) mais leur dynamique en projection n'en serait pas significativement affectée (cf. tests de robustesse, *infra*).¹⁹

Le coefficient ($\kappa = \sigma^{-1}$) de substitution intertemporelle dans la fonction d'utilité des ménages est égal à 0.75. Cette valeur inférieure à 1 du paramètre de substitution intertemporelle traduit un fait stylisé économique intuitif. Avec cette valeur, sous la condition que l'effet richesse d'une variation des taux n'est pas trop importante pour les ménages, la dérivée de la consommation par rapport au taux d'intérêt est positive et l'effet revenu domine l'effet substitution. Comme les ménages sont nettement créditeurs au sein d'une économie, ils tirent globalement profit d'une hausse des taux d'intérêt, toutes choses égales par ailleurs.²⁰

La méthode de calibration proprement dite du modèle est présentée en 2.1.6 où elle est comparée à celle retenue par d'autres travaux empiriques. Elle n'est donc évoquée que brièvement ici. A la différence d'autres études, le modèle n'est pas calibré sur la valeur d'un paramètre comportemental et notamment pas sur le paramètre de substitution inter-

paramètre égal à 60% du salaire net de l'année $t - 1$ pour tous les pays. La référence à un salaire net de cotisations sociales n'est cependant pas très intuitive, et il lui a été ici préféré l'emploi du salaire brut de l'année courante. Pour des taux de contributions employés de l'ordre de 10% dans les différents pays, le niveau du paramètre u serait alors d'environ 50%. Les conditions de l'équilibre demeurent peu sensibles à ce paramètre.

¹⁸ Il s'établit à 59 ans en France, 61 ans en Allemagne, 62 ans aux Etats-Unis et 66 ans au Japon au début des années 2000.

¹⁹ Une paramétrisation du modèle sur données anglaises n'est pas apparue pertinente. La modélisation du régime de retraite dans le modèle est peu adaptée à des régimes versant des pensions assez peu proportionnelles aux salaires passés (système *beveridgiens*). L'hypothèse implicite dans le modèle est que le régime de retraite est *bismarkien*.

²⁰ Kotlikoff et Spivak (1981) rappellent qu'un résultat consensuel en économie financière et comportementale considère que le paramètre d'aversion au risque, égal à l'inverse de la substitution intertemporelle des ménages en environnement incertain, est supérieur à 1. La littérature empirique suggère néanmoins des ordres de grandeur particulièrement variables en la matière. Börsch-Supan *et al.* (2003) utilise une valeur élevée de 2.7, en lien avec la méthode de calibration de son modèle (discutée *infra*). Kotlikoff et Spivak (1981) utilisent 1.33. Epstein et Zin (1991) suggèrent des valeurs comprises entre 0.8 et 1.3. Normandin et Saint-Amour (1998) proposent 1.5.

temporelle dans la fonction d'utilité des ménages. Cette dernière façon de procéder, qui est relativement courante, aboutit le plus souvent à des propriétés du modèle peu satisfaisantes. Notre modèle est calibré en fixant le niveau de la variable d'équilibre - i.e., le taux d'intérêt - à l'année de base, ce qui équivaut à insérer une constante de calibration dans la fonction de production. Concrètement, le taux d'intérêt en 1989, année de base du modèle, est fixé à 3,5% et son évolution ultérieure est déterminé de façon endogène par les conditions de l'équilibre général. Cette valeur de 3,5% correspond à la somme du taux d'actualisation du modèle et des gains de productivité globale des facteurs dans le modèle. Les modèles théoriques de cycle de vie suggèrent en effet qu'en cas de progrès technique non nul, le taux d'intérêt à l'équilibre de long terme présente cette propriété. La valeur de 3,5% est identique pour tous les pays sur lequel le modèle est paramétré afin de rendre possibles des comparaisons internationales. Ce choix de calibration présente le grand avantage d'être neutre pour les conséquences de politique économique qui peuvent être déduites des résultats du modèle, ce qui n'est pas nécessairement le cas des études avec calibration du MEGGI sur le paramètre d'aversion au risque des ménages.

2.1.3 Scénarios de réformes des retraites par répartition

La principale finalité de ce MEGGI consiste à analyser l'impact macroéconomique de différentes réformes paramétriques des régimes par répartition dans un contexte de vieillissement. 4 scénarios de réforme sont envisagés :

- le scénario central (ou scénario 1) est associé à une augmentation du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) avec âge de départ en retraite (ψ_t) inchangé. Le taux de remplacement brut (p_t) est inchangé sur l'ensemble de la période de simulation.²¹
- dans le scénario 2, le régime de retraite est équilibré chaque année grâce à une modification du taux de remplacement applicable aux futurs nouveaux retraités (p_t), suivant une formule itérative présentée *infra*. L'âge moyen de départ à la retraite (ψ_t) est inchangé. Le taux de cotisation ($\tau_{t,P}$) est gelé à partir de 2005 à son niveau atteint en 2004.

Ce scénario modélise l'impact macroéconomique d'un financement mixte des retraites avec substitution partielle de l'épargne-retraite privée au financement par répartition. En effet, le repli du taux de remplacement dégrade le revenu permanent des cohortes actives. Il pèse sur le niveau de consommation et, à court terme, sur le taux de croissance. A long terme cependant, le surcroît immédiat et durable d'épargne accélère l'accumulation de capital productif et favorise ainsi la croissance, toutes choses égales par ailleurs.²²

²¹Cette version du modèle avec offre de travail exogène ne prend pas en compte l'effet distorsif d'une hausse des prélèvements obligatoires. Ce mécanisme est en revanche modélisé dans la version du modèle avec marché du travail endogène développée en 2.2.

²²Un repli du taux de remplacement n'implique pas nécessairement une baisse du taux de liquidation. Il peut en particulier traduire des modifications du mode de calcul du salaire moyen reconstitué auquel est

- le scénario 3 correspond à une réforme incorporant une hausse de l'âge de la retraite (ψ_t) et un ajustement complémentaire des cotisations sociales ($\tau_{t,P}$). L'augmentation de l'âge légal (égal à l'âge effectif) de départ en retraite (ψ_t) est égale à 1.25 année tous les 10 ans sur la période 2005-2045. Les déséquilibres résiduels des régimes par répartition sont couverts par des modifications du taux de cotisation $\tau_{t,P}$. Le taux de remplacement brut p_t est inchangé. Le marché du travail étant exogène, les taux d'activité par âge au-delà de 50 ans sont supposés augmenter parallèlement aux modifications de l'âge de la retraite. Ainsi, en 2045, le taux d'activité des travailleurs âgés de 60 ans est le même que celui des travailleurs âgés de 55 ans en 2005.

- le scénario 4 correspond à une réforme incorporant une hausse de l'âge de la retraite (ψ_t) et un ajustement complémentaire du taux de remplacement (p_t). L'augmentation de l'âge effectif de départ en retraite est toujours fixé à 1.25 année tous les 10 ans sur la période 2005-2045. Les déséquilibres résiduels des régimes par répartition sont couverts par une modification du taux de remplacement (p_t). Le taux de cotisation ($\tau_{t,P}$) est gelé à partir de 2005 à son niveau atteint en 2004.

Avant 2005, l'ensemble d'information disponible correspond à celui du scénario central où l'équilibre du régime est obtenu par des hausses de cotisations sociales. La consommation de chaque cohorte avant 2005 est donc identique dans les scénarios 2 à 4 à sa valeur la même année dans le scénario 1. Dans les scénarios 2, 3 et 4, les réformes sont annoncées en 2005 et mises en oeuvre à partir de cette date. Elles ne sont pas anticipées par les ménages et modifient en conséquence l'ensemble d'information des cohortes vivantes en 2005. A compter de 2005, chacune des cohortes âgées de 21 ans ou plus définit une nouvelle trajectoire optimale de consommation compte-tenu de ses anticipations quant à l'évolution future des paramètres du régime de retraite et des variables macroéconomiques. La nouvelle trajectoire optimale de consommation débute, pour chaque cohorte d'âge a en 2005, au niveau $c_{2005,a}$ qui vérifie :

$$c_{2005,a} = \frac{(1 + r_{2005})\Omega_{2004,a-1} + y_{2005,a} + \sum_{j=a+1}^{\Psi_{2005-a,0}} \left[y_{2005+j-a,j} \prod_{i=a+1}^j \left(\frac{1}{1+r_{2005+i-a}} \right) \right]}{1 + \sum_{j=a+1}^{\Psi_{2005-a,0}} \left[(1 + \rho)^{-(j-a)\kappa} \prod_{i=a+1}^j (1 + r_{2005+i-a})^{\kappa-1} \right]}$$

où on rappelle que les revenus futurs ($y_{2005+j-a,j}$) dépendent de l'âge futur de départ en retraite (ψ_{t+j}).²³

appliqué le taux de liquidation. Ainsi, l'allongement des années prises en compte dans le calcul de ce salaire de référence ou les règles de revalorisation des salaires passés peuvent contribuer à diminuer le salaire pris comme référence dans le calcul de la pension de retraite, et ainsi peser sur le taux de remplacement.

²³ On note aussi que, dans l'expression précédente, les taux d'intérêt futurs apparaissent à trois reprises et

Dans le cas des scénarios 2 et 4, le taux de remplacement d'équilibre devient endogène. Il est calculé selon la formule itérative suivante :

$$p_t = \frac{\bar{\tau}_{t,P} \sum_{a=0}^{\max(a,t)} w_{t,a}^g \chi_{t,a} - \sum_{a=x+1}^{\max(a,t)} \left[p_{t+x-a} \varepsilon_{\psi_{t+x-a}} w_{t+x-a} \pi_{t,a} \chi_{t,a} \right]}{w_t \varepsilon_{\psi_t} \sum_{a=30}^x \left[\max \left(1 - \frac{\psi_t - 20 - a}{100/6}; 0 \right) \pi_{t,a} \chi_{t,a} \right]}$$

avec $x = \psi_t - 20$ et où $\max(a, t)$ désigne l'âge de l'individu le plus âgé de la population totale à l'année t .

2.1.4 Résultats : intérêt et limite de l'effet sur le niveau de vie comme critère de choix d'une réforme des retraites

Les figures 2.1 à 2.4 présentent les trajectoires des principales variables du modèle sur la période de simulation dans les scénarios 1 à 4 pour la France, les Etats-Unis, le Japon et l'Allemagne respectivement. Les résultats obtenus suggèrent que l'impact macroéconomique du vieillissement serait sensible au cours des prochaines décennies. Le type de réforme des régimes de retraite choisi par les pouvoirs publics apparaît déterminant dans ce contexte.

Vieillessement et ajustement des paramètres du régime de retraite

Les ajustements du taux de cotisations sociales ou du taux de remplacement du régime par répartition qui le maintiennent à l'équilibre sont sans surprise plus importants dans les réformes qui ne procèdent pas à une hausse de l'âge de la retraite (ψ_t) que dans les scénarios avec allongement de la durée active moyenne.

En France, le maintien à l'équilibre du régime de retraites dans un contexte de vieillissement requiert, dans le scénario 1, une hausse sensible du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$), de l'ordre de 10 points de pourcentage sur la période 2005-2035. De 18% en 2005 dans le modèle, le taux de cotisations sociales d'équilibre se redresserait ainsi régulièrement pour se stabiliser aux alentours de 28% à partir des années 2030. Cette évolution reflète pour l'essentiel l'effet d'une dégradation importante du ratio de dépendance dans un contexte où ni le taux de remplacement brut (p_t) moyen ni l'âge de départ en retraite (ψ_t) ne sont modifiés par les pouvoirs publics. L'ordre de grandeur obtenu, au vu de la littérature empirique, apparaît standard.

correspondent respectivement à un effet richesse et un effet revenu au numérateur, et un effet substitution au dénominateur des variations de taux d'intérêt sur la consommation courante.

Dans le scénario 2 où l'âge de la retraite (ψ_t) est inchangé et le taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) gelé à sa valeur atteinte en 2004, le repli du taux de remplacement des retraités futurs (p_t) est graduel et, à long terme, de grande ampleur. De 63% en 2005, il diminue à 40% au milieu des années 2020 pour se stabiliser à une valeur légèrement supérieure à l'horizon de la projection. A titre illustratif, cette valeur de 40% est proche du taux de remplacement moyen du système public de retraites au Royaume-Uni où le financement privé des pensions est relativement plus développé que dans les autres pays de l'OCDE.

En cas d'augmentation de l'âge effectif de départ à la retraite de 1,25 année tous les 10 ans, les ajustements complémentaires du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) ou du taux de remplacement (p_t) dans les scénarios 3 et 4 respectivement sont beaucoup plus contenus. Dans le scénario 3, le taux de cotisations sociales équilibrant le régime ne se redresse que de quelques points de pourcentage jusqu'en 2025 avant de se replier à l'horizon de la simulation à une valeur légèrement en-deçà de celle de 2005.²⁴ Dans le scénario 4, le taux de remplacement (ψ_t) oscille autour de la valeur antérieure à la réforme, avec une borne basse à 50% au début des années 2020 sur données françaises.

L'augmentation de l'âge de départ à la retraite permet ainsi de globalement stabiliser, sur longue période, les autres paramètres du régime de retraite, en particulier le taux de cotisations sociales et le taux de remplacement. Dans le même temps, la dégradation du ratio de dépendance (effectifs retraités / actifs cotisants), quoique plus contenue, demeure significative. Ces deux résultats ne sont pas contradictoires. Ils reflètent l'absence d'indexation des pensions sur les salaires. En effet, les salaires sur lesquels sont assises les ressources du système de retraite augmentent tendanciellement au rythme des gains de productivité globale des facteurs alors que la pension moyenne est stable en termes réels. Par conséquent, si les pensions ne sont pas revalorisées en fonction des salaires, le taux de cotisations sociales ou le taux de remplacement peuvent demeurer globalement inchangés sur le long terme si l'âge de départ à la retraite augmente dans un contexte de redressement du ratio de dépendance.

Les ajustements des paramètres du régime par répartition au Japon et en Allemagne présentent des caractéristiques similaires à celles observées sur données françaises, mais les ordres de grandeur diffèrent. Au Japon, la dégradation de la situation démographique est telle que le taux de remplacement (p_t) pour les nouveaux retraités continue à se dégrader jusqu'au milieu des années 2040 pour atteindre un point (très) bas à peine supérieur à 20%. En Allemagne comme au Japon, les ajustements du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) ou du taux de remplacement (p_t) sont aussi plus contenus dans les scénarios avec augmentation de l'âge de départ à la retraite. Malgré la dégradation du ratio de dépendance, une hausse

²⁴Par rapport au scénario 1 avec hausse sensible et durable du taux de cotisations sociales, ceci implique une amélioration de l'efficacité économique d'ensemble qui n'est pas prise en compte dans le modèle avec marché du travail exogène. L'endogénéisation du temps de travail n'affecte cependant pas les implications de politiques économiques formulées dans cette section (cf. 2.2).

de l'âge de la retraite (ψ_t) et la désindexation des pensions sur les salaires permettraient aussi de stabiliser globalement le taux de cotisations sociales et le taux de remplacement à leurs niveaux actuels, en moyenne sur long terme.

Aux Etats-Unis, les niveaux du ratio de dépendance et du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) en début de période sont plus faibles que dans les autres pays et leur redressement plus contenu, en lien avec une dynamique démographique plus favorable. Dans le scénario 2, l'ajustement à la baisse du taux de remplacement (p_t) est néanmoins sensible jusqu'à la fin des années 2010, en lien notamment avec les effectifs relativement limités des cohortes partant à la retraite à cet horizon aux Etats-Unis et sur lesquelles porte l'ajustement dans ce scénario de réforme. Le contexte démographique américain relativement favorable, résultant d'un niveau de natalité passé et futur plus élevé que dans de nombreux pays industrialisés, explique qu'une augmentation de 1,25 année par décade de l'âge effectif de départ à la retraite (ψ_t) suffise à stabiliser le ratio de dépendance à ses niveaux actuels. Par ailleurs, le taux de remplacement (p_t) des nouveaux retraités à partir des années 2030 qui assure l'équilibre exact du régime se redresse au-delà de sa valeur de 2005. En d'autres termes, le régime par répartition aux Etats-Unis présente une tendance structurelle au surplus budgétaire si l'âge de départ à la retraite est augmenté au cours des prochaines décennies. Ce résultat traduit bien le caractère relativement limité du problème du financement des retraites aux Etats-Unis.

Réformes des retraites et caractéristiques de l'équilibre économique

Une bonne façon d'interpréter l'influence du vieillissement et des réformes des retraites sur les caractéristiques de l'équilibre macroéconomique consiste à centrer l'analyse sur les évolutions du capital par tête. En effet, ce ratio synthétise l'ensemble des effets du vieillissement et des réformes sur les marchés des facteurs ainsi que leurs effets nets sur les prix des facteurs. En effet, l'évolution du taux d'intérêt est similaire, au signe près, à celle du capital par tête et du salaire réel.

Comme indiqué *supra* dans la présentation du modèle, le vieillissement se traduit par deux effets consécutifs, à la hausse puis à la baisse, sur le taux d'épargne agrégé. La mise en oeuvre de réformes initialement non anticipées par les ménages modifie le revenu permanent et donc le niveau moyen futur du taux d'épargne.²⁵ Les réformes augmentant l'âge de départ à la retraite modifient la trajectoire temporelle de la population active.

²⁵Le niveau du taux d'épargne dans le modèle est plus faible que les ordres de grandeur obtenus à partir de séries de comptabilité nationale (même après homogénéisation des définitions de taux d'épargne entre pays). Le même phénomène est observable chez Börsch-Supan *et al.* (2003). Il reflète l'hypothèse selon laquelle les ménages n'épargnent qu'en vue de leur période de retraite à l'exclusion de tout autre motif (chômage, maladie, héritage, incertitude...). Le niveau relativement faible du taux d'épargne agrégé reflète des hypothèses de modélisation, liée notamment à la théorie du cycle de vie, et ne se traduit pas par des résultats économiquement contre-intuitifs. Ainsi le ratio stock de capital / PIB est compris entre 2 et 4 dans l'ensemble des scénarios, ce qui correspond aux ordres de grandeurs observés empiriquement.

Dans ce contexte, les écarts de niveau entre taux d'épargne des différents pays ne peuvent pas être inter-

Dans ce contexte, une hausse du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) n'est susceptible de soutenir ni l'accumulation du capital ni la population active. Une baisse du taux de remplacement futur (p_t) est de nature à faire accélérer le stock de capital mais pas la population active. Les réformes avec hausse de l'âge de la retraite soutiennent la dynamique de la population active. Le scénario 4 (hausse de l'âge de la retraite ψ_t et baisse du taux de remplacement (p_t)) possède *a priori* deux caractéristiques favorables à l'évolution du stock de capital et à la population active.

Dans tous les pays considérés, l'économie simulée sur la période de projection est relativement plus capitalistique dans les deux réformes sans augmentation de l'âge de la retraite, et notamment dans le scénario 2 avec baisse sensible du taux de remplacement (p_t). De fait, le ratio (capital / PIB) est toujours supérieur dans les scénarios sans hausse de l'âge de départ à la retraite que dans les réformes 3 et 4. Le taux d'intérêt diminue davantage, reflet d'une abondance relative du capital dans ces scénarios avec âge de la retraite inchangé. La combinaison productive est relativement plus intensive en facteur travail dans les scénarios avec hausse de l'âge de départ à la retraite (scénarios 3 et 4).

La trajectoire du ratio capital-travail reflète l'impact conjoint du repli du taux d'épargne et de la décélération du stock de capital qui lui est associée, et de la décélération simultanée de l'offre de main-d'oeuvre.

Dans le scénario 1, en France, le stock de capital et la population active présentent un graphe en forme de cloche au cours des prochaines décennies. L'effet net sur la valeur de leur rapport est favorable sur les premières décennies de la période de projection. Une dynamique comparable mais plus accentuée est observable aux États-Unis où le taux d'épargne est relativement élevé pendant les premières décennies de la transition démographique en lien avec une population plus jeune. Dans ce pays, le capital par tête se redresse de l'ordre de 30% d'ici 2030 avant de se replier jusqu'en 2050. Au Japon, le redressement graduel du capital par tête sur la période de projection traduit une pénurie grandissante de main-d'œuvre liée à un vieillissement important de la population.

Les mouvements des taux d'intérêt réel reflètent les évolutions du ratio capital-travail car le taux d'intérêt est une fonction décroissante du capital par tête. Le repli plus marqué du taux d'intérêt aux États-Unis jusqu'en 2030 traduit l'effet conjoint d'une accumulation vigoureuse du capital et d'une décélération relativement limitée de la population active. Au

prétés comme suggérant des efforts de préparation de la retraite différents. Toutes choses égales par ailleurs, les taux d'épargne modélisés sont plus bas dans les pays où le financement des retraites par répartition est dominant et où les taux de cotisations sociales sont plus élevés. Ainsi, le taux d'épargne modélisé en France est certes plus bas qu'aux États-Unis, mais le taux de cotisations sociales y est aussi plus élevé. L'écart d'effort de préparation de la retraite dans les deux pays ne peut donc pas être apprécié uniquement en faisant référence au taux d'épargne agrégé, à l'exclusion du poids des prélèvements obligatoires.

Pour alléger la présentation et faciliter l'interprétation des résultats, seules les variations du taux d'épargne (normalisé à 1 en 2000) sont présentées et commentées. Ainsi, un niveau du taux d'épargne de 0.98 à une année donnée dans le modèle signifie que le taux d'épargne est 2 points de pourcentage en-dessous de sa valeur en 2000.

Japon, la baisse continue du taux d'intérêt est liée à une décélération du stock de capital conjuguée à une baisse des effectifs actifs. L'amplitude des variations du taux d'intérêt d'équilibre demeure modérée, de l'ordre de quelques dizaines de points de base au maximum selon les pays.

Durant les périodes de redressement significatif du capital par tête, le taux de croissance annuel du salaire d'équilibre est supérieur à son taux de croissance d'équilibre de long terme et donc aux gains de productivité globale des facteurs. Des périodes de *capital deepening* augmentent donc les gains de productivité du travail au-delà de leur tendance de long terme.

Dans le scénario 2 avec repli du taux de remplacement des nouveaux retraités (p_t) et âge de la retraite (ψ_t) inchangé, la baisse sensible du taux de remplacement dans l'ensemble des pays considérés incite les actifs à épargner davantage pour éviter une contraction sensible du niveau de revenu durant la période de retraite. En conséquence, le ratio capital-travail dans ce scénario augmente sensiblement dans tous les pays, en particulier au Japon où la population active baisse rapidement. Le repli des taux d'intérêt est plus important que dans le scénario 1. Il reflète l'influence sur l'équilibre des marchés financiers du développement de l'épargne-retraite individuelle. La productivité d'une unité de travail efficient augmente sensiblement par rapport à son niveau de 2000. Le taux de croissance du salaire d'équilibre demeure supérieur aux gains de productivité globale des facteurs durant plusieurs décennies dans tous les pays considérés, reflet de l'intensité du phénomène de *capital deepening* dans ce scénario.

Les simulations du modèle d'équilibre général montrent que l'impact sur les taux d'intérêt du vieillissement demeure contenu dans tous les scénarios. En effet, le *capital deepening* est, par construction, relativement plus marqué dans ce scénario 2 que dans les autres cas de réformes envisagés. Or les variations simulées des taux d'intérêts demeurent d'ampleur contenue.

Ce résultat amène à considérer l'hypothèse de l'*asset meltdown* avec prudence. Selon cette argumentation, les ventes nettes d'actifs financiers par les régimes par capitalisation liées au vieillissement devraient se traduire, aux alentours des années 2020, par une pression sensible à la hausse des taux et à la baisse des cours des titres.

L'hypothèse de l'*asset meltdown* traduit un raisonnement en équilibre partiel qui n'est pas très adapté à la nature des effets économiques du vieillissement. Sur les marchés des capitaux, le vieillissement démographique se traduit certes par une décélération du stock de capital offert par les ménages. Mais il se traduit aussi par une décélération de la population active sur le marché du travail. Ces deux effets de signe opposés se compensent au moins partiellement et modèrent, toute choses égales par ailleurs, la dynamique du capital par tête. Or le taux d'intérêt, qui est égal à l'équilibre à la productivité marginale du capital, est une fonction négative du capital *par tête* et non du stock de capital en valeur absolue comme le suppose implicitement l'argumentation en faveur de l'*asset meltdown*.

Une modélisation en équilibre général permet par nature de tenir compte de cet effet

important sur les taux d'intérêt lié à la dynamique de la population active alors que l'argument de l'*asset meltdown* la néglige. En outre, l'hypothèse d'anticipations rationnelles, standard dans les MEGGI, permet aussi de tenir compte de l'argument selon lequel si un tel risque existait réellement, les marchés financiers l'auraient au moins partiellement déjà pris en compte dans les cours actuels (Schich, 2004). De fait, aucun MEGGI récent dans la littérature ne permet de mettre en évidence un risque d'*asset meltdown* au cours des prochaines décennies.

Pour autant, la modélisation du marché du capital dans la plupart des MEGGI demeure très simplifiée. Elle ne peut pas être considérée comme fournissant le dernier mot sur le sujet.

Notre modèle ne tient pas compte, par exemple, de l'effet des coûts d'installation du capital sur l'éventualité d'un *asset meltdown*. Lim et Weil (2003) suggèrent cependant que ce facteur n'est pas susceptible d'inverser les conclusions de notre modèle.

En revanche, d'autres facteurs non pris en compte ici sont susceptibles d'amortir davantage encore l'ampleur des mécanismes souvent invoqués à l'appui de l'*asset meltdown*. La mobilité internationale du capital tend à égaliser les taux d'intérêt nationaux mais ne modifie pas la rentabilité du capital relativement à celle du travail dans chaque pays. Dans ce contexte, les pays relativement dotés en capital peuvent tirer profit de l'échange international de facteur mobile en investissant dans la production des pays relativement dotés en facteur travail. Ils peuvent ainsi bénéficier de la rentabilité plus élevée du capital des pays relativement riches en facteur travail. La diversification internationale des investissements en capital permettrait d'enrayer le repli de la rentabilité du capital des pays vieillissants. L'éventuel besoin des fonds de pension de vendre leurs actifs pour faire face à leurs engagements de versements de pension serait ainsi plus limité.

Par ailleurs, notre modèle n'analyse pas les conditions de l'arbitrage entre actions et produits de taux et l'influence que le vieillissement peut exercer dans ce domaine. Or l'analyse de l'arbitrage actions / obligations a vocation à faire partie du débat relatif à la thèse de l'*asset-meltdown*.

La question des liens entre stratégies de portefeuille et âge moyen d'une population est délicate et l'incertitude reste importante sur cette question dans la littérature actuelle. D'un point de vue théorique, le modèle initial d'allocation d'actifs de Samuelson (1969) suggère que l'âge n'a aucun effet sur la composition du portefeuille optimal d'un ménage. Ce modèle repose néanmoins sur des hypothèses fortes qui affectent sensiblement la fiabilité de son principal résultat. Si le modèle tient compte de l'existence de revenus du travail, dont la valeur actualisée peut être considérée comme constituant une composante non financière de la richesse totale, les conclusions du modèle de Samuelson ne sont plus valides. Selon Jagannathan et Kocherlakota (1996),²⁶ l'augmentation de l'espérance de vie moyenne devrait se traduire par un mouvement structurel de substitution des produits de taux au

²⁶Dans le modèle de Jagannathan et Kocherlakota (1996), la valeur du "capital" non-financier associé aux revenus du travail décroît au cours du cycle de vie et devient nul à l'âge de la retraite. Dans le même

détriment des actions. Des considérations complémentaires sont néanmoins susceptibles de remettre en cause à leur tour les conclusions de Jagannathan et Kocherlakota (1996). Dans la mesure où les retraités ne sont plus confrontés à l'incertitude sur leur revenus futurs du travail, ils pourraient aussi être prêts à se repositionner préférentiellement sur des produits plus risqués en actions après leur départ en retraite (cf. Gollier et Zeckhauser, 2002 ; Bommier, 2004 ; Bommier et Rochet, 2004). Le vieillissement favoriserait alors le placement en actions au détriment de l'investissement en produits de taux. Au total, la littérature théorique n'est pas consensuelle aujourd'hui sur la question de l'effet de l'âge sur les stratégies de portefeuille.

La littérature empirique ne fournit pas davantage d'aperçu précis et fiable. La part de la richesse financière d'un individu détenue en actions à une année donnée est susceptible de dépendre de son âge, de sa cohorte d'appartenance et de l'histoire financière qui lui est associée sur les marchés. Ces trois facteurs sont bien sûr interdépendants et les travaux économétriques en la matière doivent faire face à un sérieux problème d'identification (Porterba, 2004). Sur données américaines, Ameriks et Zeldes (2004) suggèrent que la part de la richesse financière investie en action pourrait rester constante au cours de la vie. Ce résultat a aussi été obtenu pour d'autres pays (e.g. Sanroman, 2002).

Enfin, l'effet du vieillissement sur le partage entre actions et obligations dépend aussi probablement de l'environnement institutionnel, mais ce sujet demeure encore aujourd'hui relativement peu exploré par la littérature.

Au total, la question de l'influence du vieillissement sur les marchés des capitaux nécessite sans doute l'utilisation d'autres instruments que les modèles d'équilibre général. Mais ces derniers présentent au moins l'intérêt de réfuter pour une bonne part l'argument de l'*asset meltdown* en rappelant que le niveau du taux d'intérêt dépend aussi, en équilibre général, de la dynamique de la population active.

Dans les scénarios 3 et 4 qui utilisent une hausse de l'âge de la retraite (ψ_t) à titre de principal instrument de la réforme des retraites, l'économie est moins intensive en capital que dans les scénarios 1 et 2 respectivement. En conséquence, le ratios richesse/revenu et le niveau de capital par tête sont plus faibles dans les scénarios 3 et 4 sur la période de projection que dans les scénarios 1 et 2 (respectivement) et le niveau du taux d'intérêt est légèrement plus élevé et les salaires réels moins dynamiques.

Dans la mesure où les ajustements complémentaires du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$, scénario 3) ou du taux de remplacement (p_t , scénario 4) sont très limités en moyenne sur longue période, les trajectoires respectives des variables du modèle sont assez proches dans ces deux scénarios.

temps, le capital financier augmente car le taux d'épargne augmente au cours de la vie active. Si l'aversion pour le risque reste constante au cours du temps, la fraction de la richesse totale investie en actifs risqués doit elle aussi rester constante. Par conséquent, il est optimal que la fraction du capital financier investie en actifs risqués se replie à partir d'un certain âge. Cet âge est nécessairement inférieur à celui du départ en retraite, qui correspond à un capital non financier devenu nul.

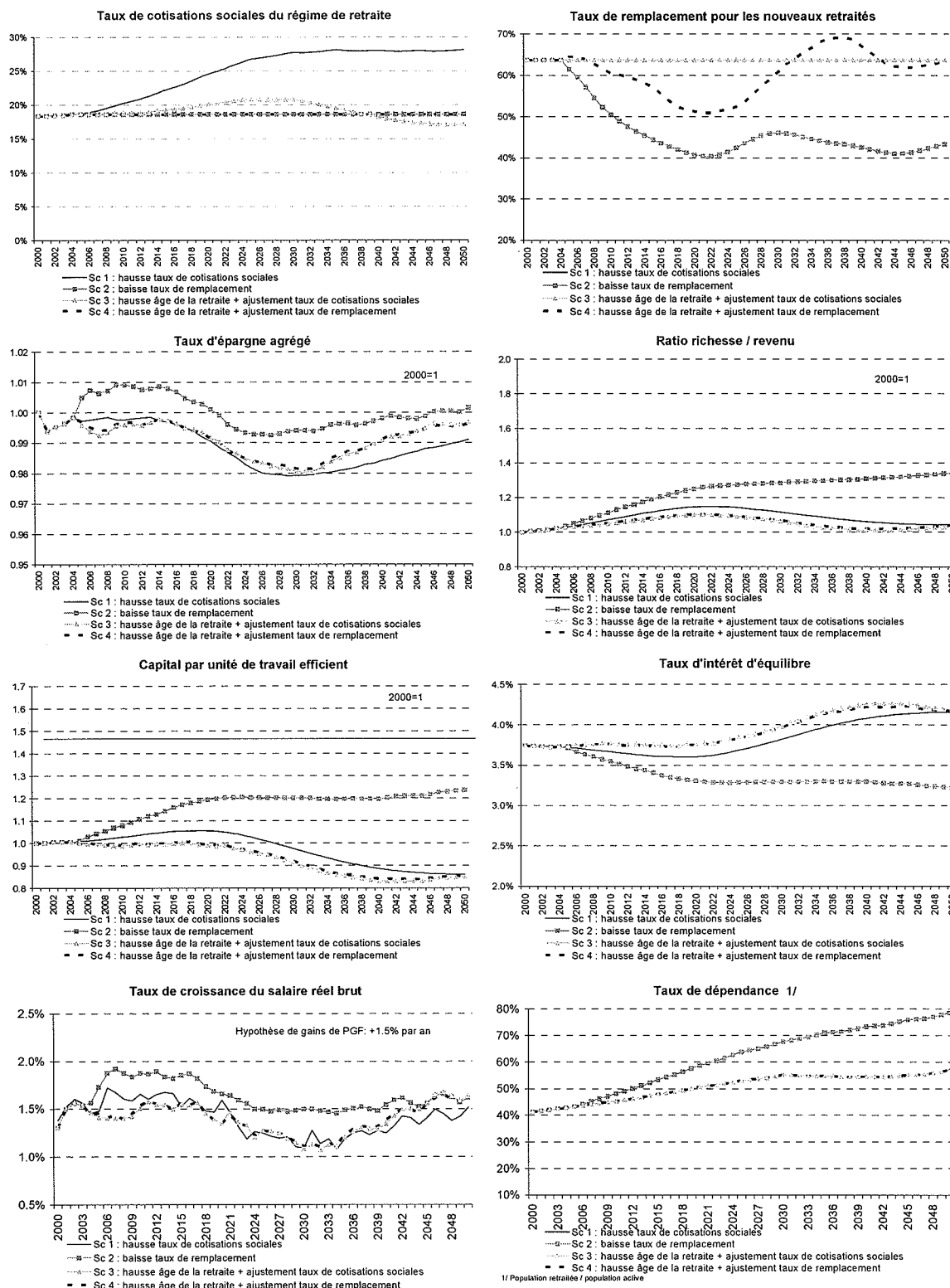


FIG. 2.1 – France : impact macroéconomique de réformes des retraites

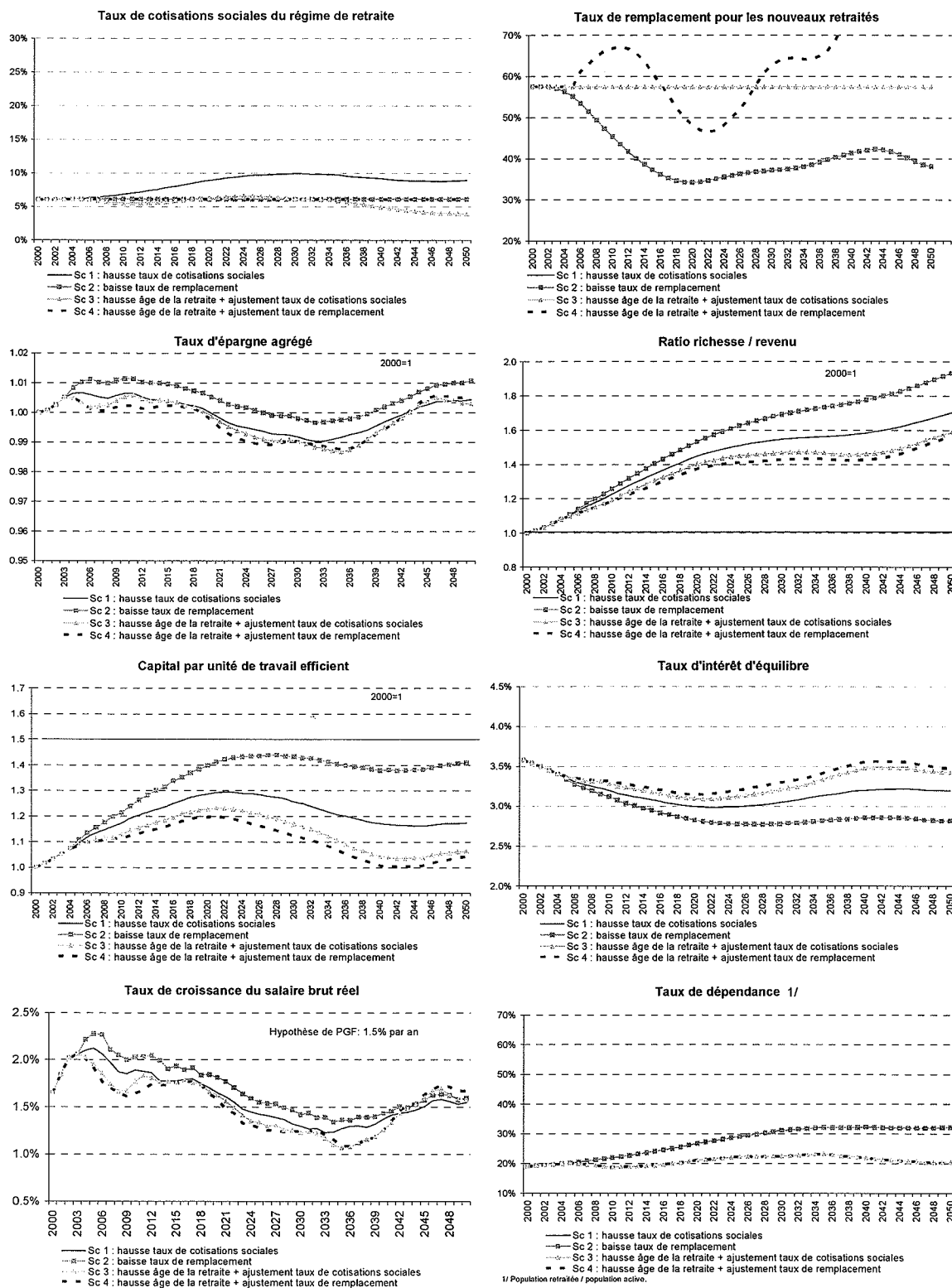


FIG. 2.2 – Etats-Unis : impact macroéconomique de réformes des retraites

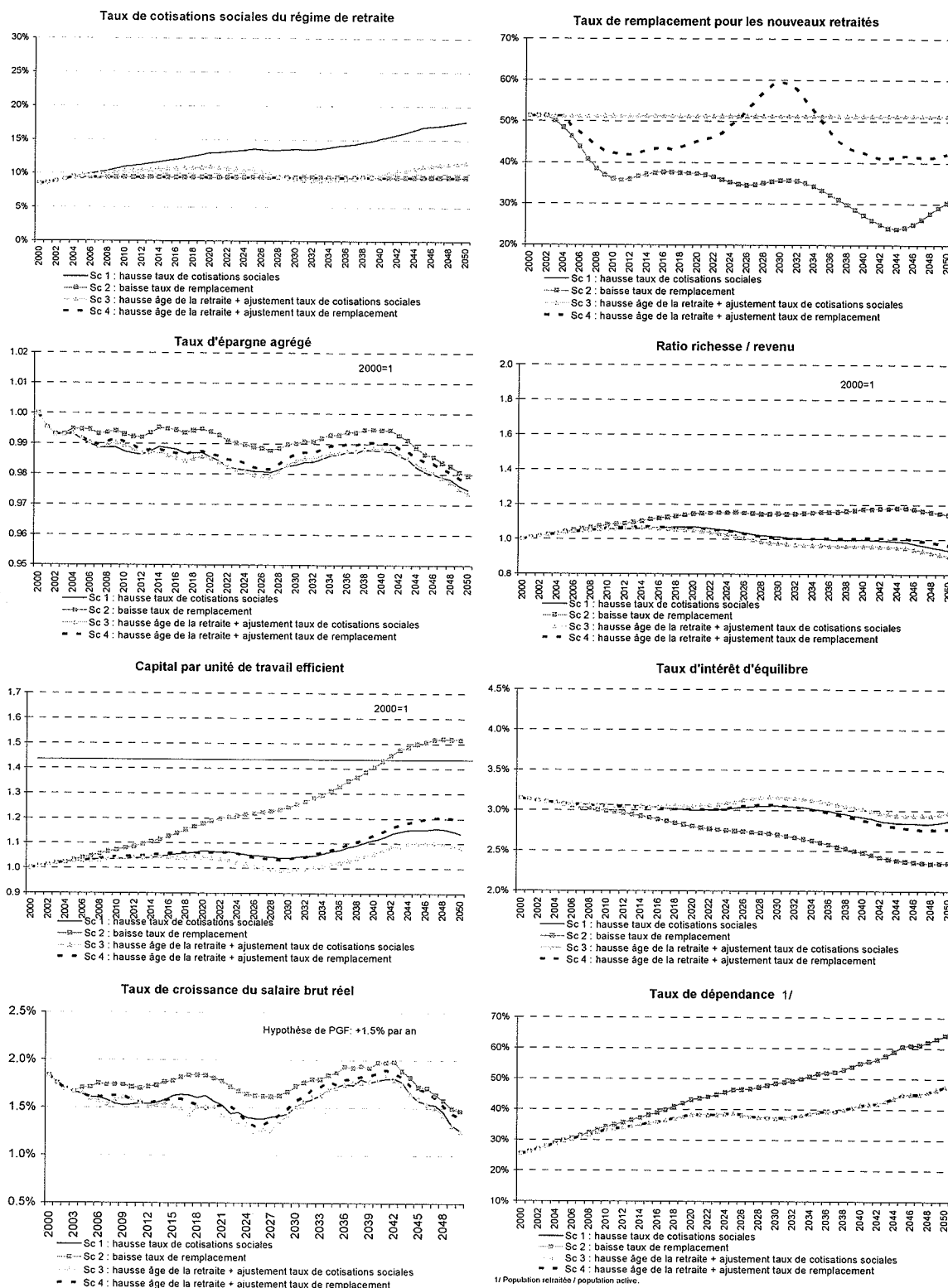


FIG. 2.3 – Japon : impact macroéconomique de réformes des retraites

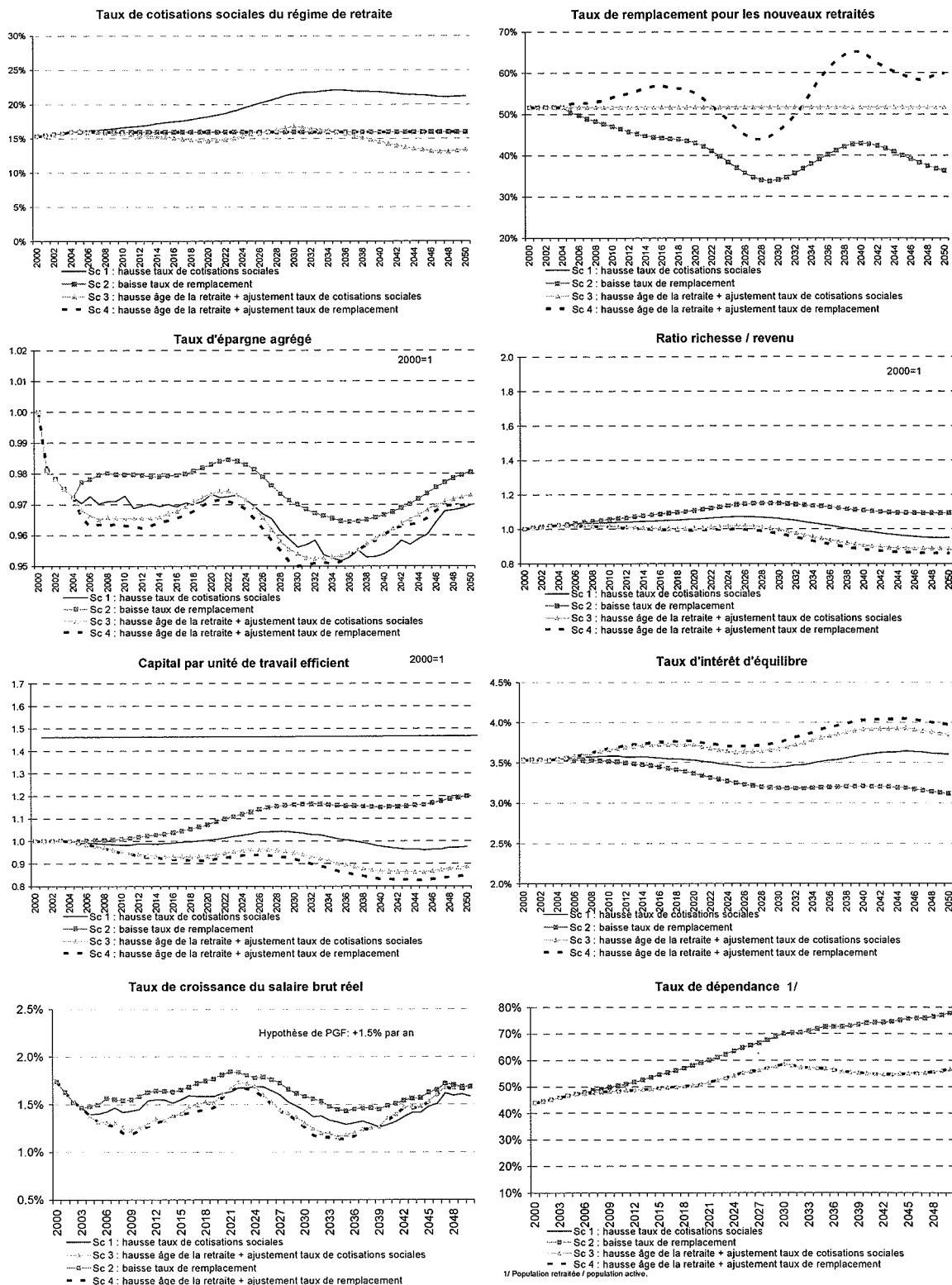


FIG. 2.4 – Allemagne : impact macroéconomique de réformes des retraites

Réformes des retraites et niveaux de vie

Le modèle permet de calculer les différentes contributions au taux de croissance du PIB par tête selon les scénarios de réforme des retraites (tableaux 2.5 à 2.8).

Dans le scénario central associé à une hausse du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) avec un âge de départ à la retraite inchangé (ψ_t), le vieillissement se traduit dans tous les pays, sauf au Japon, par une décélération sensible du PIB par tête jusqu'en 2030. Le Japon présente un profil de PIB par tête presque plat sur les prochaines décennies, qui traduit le degré déjà avancé de vieillissement de sa population. Les effets défavorables sur la croissance du vieillissement y ont d'ores et déjà atteint leur intensité maximale. L'Allemagne se situe dans une situation relativement proche du Japon. En France, où le vieillissement est relativement moins avancé, l'effet défavorable sur la taux de croissance annuel moyen du PIB par tête est de -0.4 points de PIB à l'horizon des années 2030. Aux Etats-Unis, le taux de croissance reste supérieur à celui des trois autres pays considérés, en lien avec un population active qui continue à augmenter sur l'ensemble de la période de simulation.

A partir de 2030, la pyramide des âges commence à se stabiliser progressivement dans les simulations et la croissance du PIB par habitant converge vers sa valeur d'équilibre à long terme, soit environ 1.5 pour cent par an, ce qui correspond au taux exogène de croissance de la PGF.

Le ralentissement de la croissance du PIB par habitant traduit pour l'essentiel l'évolution de la contribution de l'offre de main-d'oeuvre à la croissance, qui est négative et s'établit en moyenne à -0.2 point de pourcentage par an en France sur la période de simulation, -0.5 points en Allemagne et -0.9 points au Japon. Aux Etats-Unis, la contribution de la population active à la croissance du PIB par tête demeure positive sur toute la période de projection (de l'ordre de +0.6 point de PIB par tête en moyenne).

L'influence sur le PIB par tête des seuls facteurs démographiques - égal à la somme des contributions à la croissance du PIB par tête de la population active et de la population totale - est au total moins défavorable aux Etats-Unis (-0.2 point de PIB par tête et par an en moyenne sur la période de simulation) que dans les autres pays (aux alentours de -0.5 point de PIB par tête et par an).

L'effet défavorable du vieillissement sur la croissance de l'offre de main-d'oeuvre et la richesse par tête est partiellement compensé par la contribution du redressement du capital par tête (*capital deepening*). Cette contribution reste supérieure à son niveau de long terme (0.45%) jusqu'aux environs de 2030, en particulier aux Etats-Unis et en France.

Par rapport à ce scénario 1 associé à une hausse du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) et un âge de départ à la retraite inchangé, le scénario 2 où la totalité de l'ajustement porte sur le taux de remplacement (p_t) renforce significativement cette contribution du *capital deepening* à la croissance. L'effet moyen sur le taux de croissance du PIB par tête jusqu'en 2050 est sensible et s'élève à 0.2 points de pourcentage par an en moyenne en France, au

Japon et en Allemagne, et 0.1 point de pourcentage aux Etats-Unis.

Au moment de l'annonce de la réforme, la mise en oeuvre du scénario 2 se traduit par des effets keynésiens importants que le modèle prend partiellement en compte. Les anticipations rationnelles des ménages se traduisent par un ajustement immédiat du niveau de consommation à la baisse et du taux d'épargne à la hausse. En 2005-2006, cet ajustement immédiat se traduit par une récession économique. Si les anticipations ne sont pas rationnelles, les effets keynésiens dépressifs seraient moins brutaux mais perdureraient plus longtemps. Le modèle d'équilibre général utilisé ici ne prend en compte que les effets de premier tour d'une hausse de l'épargne sur la croissance à court terme et néglige les effets de court terme de second tour qui peuvent lui être associés.

Les réformes avec hausse de l'âge de départ à la retraite (ψ_t) (scénarios 3 et 4) se traduisent par deux effets principaux : elles rendent la contribution de la population active à la croissance plus favorable, mais pèsent sur celle du *capital deepening*.

Par rapport au scénario 1, l'influence favorable sur la population active de ces réformes domine largement celle qui est associée à un *capital deepening* moins intense.

Par rapport au scénario 2, l'effet net des réformes avec hausse de l'âge de départ à la retraite (ψ_t) est plus ambigu et dépend du pays considéré :

- au Japon, où l'âge de départ à la retraite est déjà relativement élevé en début de période (66 ans) et le processus de vieillissement avancé, l'influence favorable d'une augmentation de l'âge de la retraite demeure contenu.²⁷ De fait, le taux de croissance japonais est supérieur dans le scénario 2 qu'en cas de hausse de l'âge de départ à la retraite.

- aux Etats-Unis, où le problème de financement des retraites est moins important, les effets des scénarios 2, 3 et 4 sur le taux de croissance du PIB par tête sont proches les uns des autres. Ils dominent légèrement le scénario 1 sur données américaines.

- en Allemagne où la structure de la population présente des classes relativement très nombreuses nées dans les années 1950, donc encore actives mais proches de la retraite, les réformes augmentant l'âge de départ à la retraite se traduisent par un effet favorable significatif par rapport à une réforme ajustant le taux de remplacement (p_t) à l'âge de la retraite inchangé (scénario 2). L'ordre de grandeur obtenu dans le modèle demeure contenu, inférieur à +0.1% de PIB par tête et par an en moyenne sur la période de simulation.

- en France, dont la situation est relativement proche du cas allemand, les effets sur la croissance des scénarios 2, 3 et 4 sont très comparables, et sensiblement favorables par rapport au scénario central avec hausse de cotisations sociales (de l'ordre de 0.25 point de pourcentage en moyenne sur la période de simulation). Si le modèle avec offre de travail exogène permet de voir dans la hausse de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) avec âge de départ en

²⁷Par ailleurs, plus le travailleur est âgé, moins sa dotation en unité de travail efficient (ϵ_a) est élevée. Par conséquent, le gain en croissance lié à une augmentation de l'âge de départ à la retraite est une fonction croissante mais concave du niveau initial de l'âge de départ à la retraite, qui est déjà de 66 ans au Japon en 2000.

retraite inchangé (ψ_t) une voie de réforme des retraites peu favorable à la croissance, il ne permet pas de choisir une réforme des retraites au sein des autres scénarios envisagés. Ce point est important pour le raisonnement d'ensemble. Il est abordé plus en détail en 2.1.7 et permet d'introduire la section 2.2.

Au total, ces résultats impliquent, comme le montre la figure 2.9 :²⁸

- qu'une hausse de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) avec âge de départ en retraite inchangé (ψ_t) (scénario 1) pèse sensiblement plus sur le niveau de vie à long terme que toutes les autres réformes envisagées dans ce travail, et dans tous les pays considérés ;

- que la réforme la plus favorable au niveau de vie aux Etats-Unis et au Japon semble être celle qui diminue le taux de remplacement (p_t) à âge de la retraite inchangé. Aux Etats-Unis, une augmentation de l'âge de la retraite ne présente pas un degré élevé d'urgence dans la mesure où le problème du vieillissement démographique et de ses implications sont limités. Au Japon, l'âge moyen de départ à la retraite est relativement élevé et le vieillissement démographique déjà avancé : le gain en terme de croissance d'une hausse du paramètre (ψ_t) dans ce contexte est structurellement limité. En Allemagne, les scénarios avec hausse de l'âge de départ en retraite dominent légèrement les scénarios avec âge de la retraite inchangé. Dans ces trois pays, les écarts de niveau de vie entre les scénarios de réforme 2, 3 et 4 apparaissent cependant contenus et ne permettent pas la formulation d'une conclusion de politique économique très assurée.

- en France, l'influence d'une hausse du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) avec âge de départ en retraite inchangé (ψ_t) est très défavorable mais le modèle ne permet pas de départager les autres réformes envisagées au regard de leurs influences respectives sur le PIB par tête à long terme.

²⁸Ces résultats impliquent aussi que le vieillissement devrait se traduire, toutes choses égales par ailleurs, par une divergence croissante des niveaux de PIB par tête entre les pays étudiés au cours des prochaines décennies, en lien avec la dynamique démographique relativement moins défavorable aux Etats-Unis.

(en %)	2001-2010	2011-2020	2021-2030	2031-2040	2041-2050	2001-2050
Scénario 1 : Hausse du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.1	0.9	0.7	0.9	1.1	0.9
Contribution de la productivité apparente du travail	1.6	1.6	1.2	1.2	1.4	1.4
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.5	0.5	0.2	0.2	0.4	0.4
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.1	-0.3	-0.3	-0.2	-0.2	-0.2
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.6	-0.5	-0.3	-0.2	-0.1	-0.3
Scénario 2 : Baisse du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.2	1.1	1.0	1.2	1.3	1.1
Contribution de la productivité apparente du travail	1.7	1.8	1.5	1.5	1.6	1.6
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.7	0.8	0.5	0.4	0.5	0.6
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.1	-0.3	-0.3	-0.2	-0.2	-0.2
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.6	-0.5	-0.3	-0.2	-0.1	-0.3
Scénario 3 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.2	1.1	0.9	1.2	1.4	1.2
Contribution de la productivité apparente du travail	1.5	1.5	1.3	1.2	1.6	1.4
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.4	0.5	0.2	0.1	0.5	0.3
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.3	0.1	-0.1	0.2	-0.1	0.1
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.6	-0.5	-0.3	-0.2	-0.1	-0.3
Scénario 4 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.2	1.1	0.9	1.3	1.4	1.2
Contribution de la productivité apparente du travail	1.5	1.5	1.3	1.2	1.6	1.4
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.4	0.5	0.2	0.2	0.5	0.4
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.3	0.1	-0.1	0.2	-0.1	0.1
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.6	-0.5	-0.3	-0.2	-0.1	-0.3

1. Le taux de croissance du PIB par tête est partagé ici en trois composantes. La contribution de la productivité apparente du travail est la somme des contributions du taux de croissance du capital par tête et de la PGF. Comme la PGF augmente de 1.5% par an et que le progrès technique est neutre au sens de Harrod, sa contribution est égale à $0.7 \times 1.5\%$.

La contribution de la croissance de la population active est égale à la contribution de la population employée, les taux de chômage étant gelés après 2000. La contribution de la population active est négative lorsque la population totale augmente.

FIG. 2.5 – France : décomposition du taux de croissance du PIB par tête

(en %)	2001-2010	2011-2020	2021-2030	2031-2040	2041-2050	2001-2050
Scénario 1 : Hausse du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.7	1.2	1.0	1.2	1.5	1.3
Contribution de la productivité apparente du travail	2.0	1.8	1.4	1.3	1.5	1.6
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.9	0.7	0.4	0.2	0.5	0.5
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.7	0.5	0.4	0.6	0.7	0.6
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.9	-1.0	-0.8	-0.7	-0.7	-0.8
Scénario 2 : Baisse du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.8	1.4	1.1	1.3	1.6	1.4
Contribution de la productivité apparente du travail	2.1	1.9	1.6	1.4	1.6	1.7
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	1.0	0.9	0.5	0.3	0.5	0.7
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.7	0.5	0.4	0.6	0.7	0.6
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.9	-1.0	-0.8	-0.7	-0.7	-0.8
Scénario 3 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.7	1.3	1.1	1.3	1.6	1.4
Contribution de la productivité apparente du travail	1.9	1.8	1.3	1.2	1.6	1.5
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.8	0.7	0.3	0.1	0.5	0.5
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	1.0	0.7	0.6	0.9	0.7	0.8
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.9	-1.0	-0.8	-0.7	-0.7	-0.8
Scénario 4 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.7	1.3	1.0	1.3	1.6	1.4
Contribution de la productivité apparente du travail	1.8	1.7	1.3	1.2	1.6	1.5
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.8	0.7	0.3	0.1	0.6	0.5
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	1.0	0.7	0.6	0.9	0.7	0.8
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.9	-1.0	-0.8	-0.7	-0.7	-0.8

1. Le taux de croissance du PIB par tête est partagé ici en trois composantes. La contribution de la productivité apparente du travail est la somme des contributions du taux de croissance du capital par tête et de la PGF. Comme la PGF augmente de 1.5% par an et que le progrès technique est neutre au sens de Harrod, sa contribution est égale à $0.7 \times 1.5\%$. La contribution de la croissance de la population active est égale à la contribution de la population employée, les taux de chômage étant gelés après 2000. La contribution de la population active est négative lorsque la population totale augmente.

FIG. 2.6 – Etats-Unis : décomposition du taux de croissance du PIB par tête

(en %)	2001-2010	2011-2020	2021-2030	2031-2040	2041-2050	2001-2050
Scénario 1 : Hausse du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	0.9	0.9	1.0	1.2	1.0	1.0
Contribution de la productivité apparente du travail	1.6	1.6	1.4	1.7	1.6	1.6
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.6	0.5	0.4	0.6	0.5	0.5
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	-0.4	-0.8	-0.7	-1.1	-1.4	-0.9
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.3	0.1	0.4	0.6	0.8	0.3
Scénario 2 : Baisse du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.0	1.1	1.2	1.3	1.1	1.2
Contribution de la productivité apparente du travail	1.7	1.8	1.7	1.9	1.7	1.8
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.7	0.7	0.6	0.8	0.7	0.7
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	-0.4	-0.8	-0.7	-1.1	-1.4	-0.9
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.3	0.1	0.4	0.6	0.8	0.3
Scénario 3 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.0	1.0	1.1	1.3	1.0	1.1
Contribution de la productivité apparente du travail	1.6	1.5	1.3	1.7	1.6	1.5
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.6	0.5	0.3	0.6	0.5	0.5
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	-0.3	-0.5	-0.3	-0.9	-1.4	-0.7
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.3	0.1	0.4	0.6	0.8	0.3
Scénario 4 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.0	1.0	1.2	1.3	1.1	1.1
Contribution de la productivité apparente du travail	1.6	1.5	1.4	1.8	1.7	1.6
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.6	0.5	0.4	0.7	0.6	0.6
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	-0.3	-0.5	-0.3	-0.9	-1.4	-0.7
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.3	0.1	0.4	0.6	0.8	0.3

1. Le taux de croissance du PIB par tête est partagé ici en trois composantes. La contribution de la productivité apparente du travail est la somme des contributions du taux de croissance du capital par tête et de la PGF. Comme la PGF augmente de 1.5% par an et que le progrès technique est neutre au sens de Harrod, sa contribution est égale à $0.7 \times 1.5\%$. La contribution de la croissance de la population active est égale à la contribution de la population employée, les taux de chômage étant gelés après 2000. La contribution de la population active est négative lorsque la population totale augmente.

FIG. 2.7 – Japon : décomposition du taux de croissance du PIB par tête

(en %)	2001-2010	2011-2020	2021-2030	2031-2040	2041-2050	2001-2050
Scénario 1 : Hausse du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.0	0.9	0.9	1.0	1.2	1.0
Contribution de la productivité apparente du travail	1.4	1.6	1.6	1.3	1.5	1.5
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.4	0.5	0.6	0.3	0.4	0.4
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.0	-0.5	-0.9	-0.5	-0.6	-0.5
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.4	-0.1	0.2	0.3	0.4	0.1
Scénario 2 : Baisse du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.1	1.1	1.0	1.2	1.4	1.2
Contribution de la productivité apparente du travail	1.5	1.7	1.7	1.5	1.6	1.6
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.5	0.6	0.7	0.4	0.6	0.6
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.0	-0.5	-0.9	-0.5	-0.6	-0.5
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.4	-0.1	0.2	0.3	0.4	0.1
Scénario 3 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de cotisations sociales						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.1	1.2	1.0	1.4	1.4	1.2
Contribution de la productivité apparente du travail	1.4	1.4	1.6	1.2	1.6	1.4
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.3	0.4	0.5	0.2	0.5	0.4
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.1	-0.1	-0.8	-0.1	-0.5	-0.3
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.4	-0.1	0.2	0.3	0.4	0.1
Scénario 4 : Hausse de l'âge de la retraite + ajustement du taux de remplacement						
Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	1.0	1.1	1.0	1.3	1.4	1.2
Contribution de la productivité apparente du travail	1.3	1.4	1.5	1.2	1.6	1.4
<i>dont: contribution du stock de capital par unité de travail</i>	0.3	0.3	0.5	0.1	0.5	0.3
<i>dont: contribution de la productivité globale des facteurs</i>	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Contribution du taux de croissance de la population active	0.1	-0.1	-0.8	-0.1	-0.5	-0.3
Contribution du taux de croissance de la population totale	-0.4	-0.1	0.2	0.3	0.4	0.1

1. Le taux de croissance du PIB par tête est partagé ici en trois composantes. La contribution de la productivité apparente du travail est la somme des contributions du taux de croissance du capital par tête et de la PGF. Comme la PGF augmente de 1.5% par an et que le progrès technique est neutre au sens de Harrod, sa contribution est égale à $0.7 \times 1.5\%$.

La contribution de la croissance de la population active est égale à la contribution de la population employée, les taux de chômage étant gelés après 2000. La contribution de la population active est négative lorsque la population totale augmente.

FIG. 2.8 – Allemagne : décomposition du taux de croissance du PIB par tête

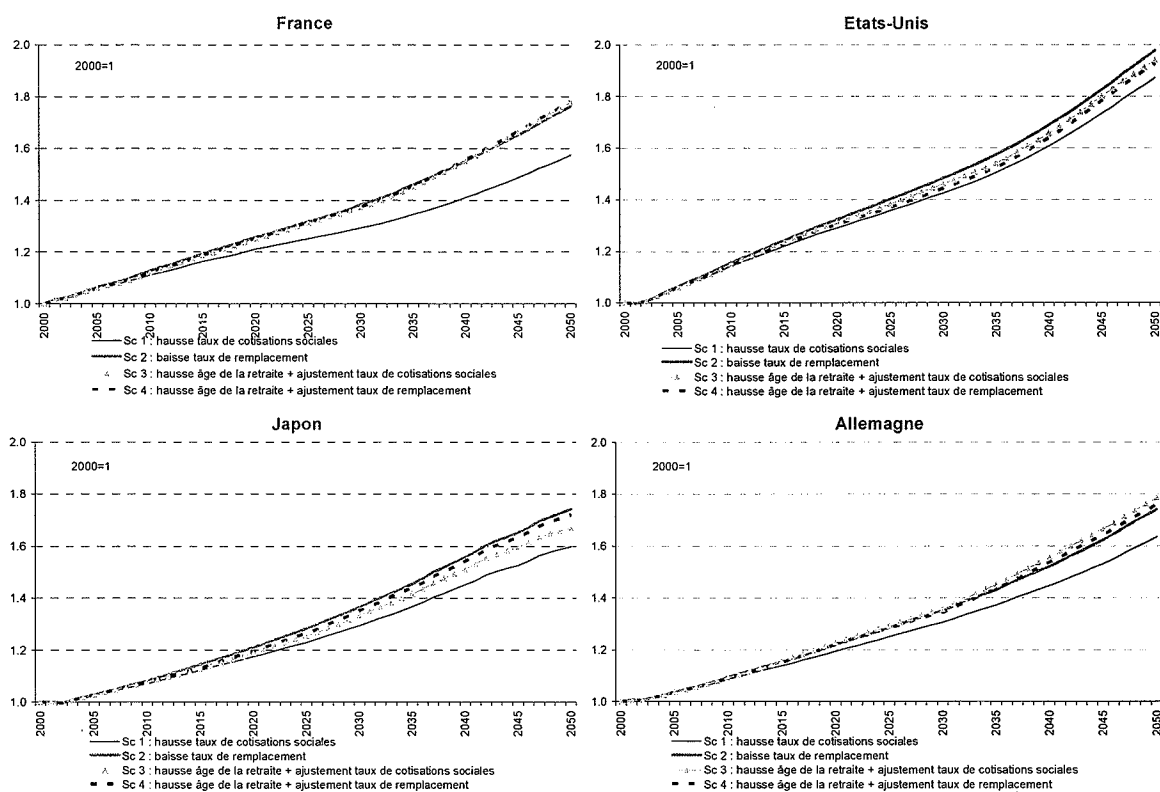


FIG. 2.9 – Niveau du PIB réel par tête selon le type de réforme des régimes de retraites par répartition

2.1.5 Tests de robustesse

Cette sous-section a pour objet de s'assurer que les résultats du modèle présentés en 2.1.4. ne sont pas exagérément liés aux valeurs retenues pour les paramètres exogènes. Elle tient donc compte de la contrainte de modélisation évoquée en 2.1, associée à la nécessaire robustesse du modèle à sa paramétrisation.

Les données exogènes du modèle sont soit des paramètres comportementaux ou liés à la technologie de production, soit des données démographiques. Dans le premier cas, des analyses de sensibilité simple (sur la valeur d'un paramètre) ou conjointe (sur les valeurs de deux paramètres simultanément) sont mises en oeuvre. Dans le second cas, un modèle de simulation démographique est développé qui permet, par utilisation conjointe avec le modèle d'équilibre général, de distinguer l'impact macroéconomique de la déformation de la pyramide des âges (effet baby-boom) de l'effet exclusivement lié à l'allongement de l'espérance de vie.

Analyse de sensibilité simple et conjointe sur la paramétrisation

La figure 2.10 présente les résultats de tests de sensibilité effectués sur données françaises et dans le scénario 1. Elle suggère que les caractéristiques essentielles de la dynamique de l'équilibre général ne sont pas sensiblement modifiées en cas de changements significatifs des paramètres techniques du modèle (part du capital dans la valeur ajoutée α , coefficient de substitution intertemporelle de la consommation $1/\sigma$, coefficient de productivité en fonction de l'âge de l'individu ε_a , élasticité de substitution capital / travail β).

Les tests de robustesse effectués sur la fonction (ε_a) liant l'âge d'un individu et sa productivité suggèrent que l'hypothèse faite sur cette fonction n'a qu'un impact marginal sur les variables macroéconomiques. Supposer que la productivité d'un individu se stabilise au-delà de 42 ans au lieu de décliner à partir de ce seuil suivant une spécification quadratique ne modifie pratiquement pas les principaux résultats du modèle. De même, la dynamique du modèle est peu sensible au niveau de générosité du système d'assurance chômage (u). Les tests de robustesse suggèrent en particulier que le niveau et la dynamique du taux de cotisations sociales sont relativement robustes à des changements paramétriques réalistes.

Des tests de robustesse spécifiques peuvent être réalisés sur la valeur de calibration du taux d'intérêt d'équilibre du modèle à l'année de base. Sur données françaises, la figure 2.11 montre les écarts de *capital deepening* et de taux de croissance du PIB par tête d'une fixation de la valeur du taux d'intérêt à 2.5% en termes réels en 1989, au lieu de 3.5%. La différence obtenue en termes d'intensité du *capital deepening* est significative mais reste contenue.²⁹ Un taux d'intérêt d'équilibre de départ plus bas, associé à une économie plus

²⁹ Ce résultat est d'ailleurs cohérent avec les résultats des tests de robustesse portant sur le taux d'escompte des ménages (cf. figure 2.10) dans la mesure où la dynamique d'ensemble du modèle est significativement liée à l'écart entre le taux d'intérêt (r) et le taux d'escompte psychologique des ménages (ρ) qui définit la dynamique optimale de la consommation des ménages dans l'équation d'Euler du modèle.

<i>(toutes les déviations sont exprimées en valeurs absolues)</i>	Taux de cotisations (en %)	Taux d'intérêt (en %)	Ratio Capital / PIB 2000=1	Ratio Capital / travail 2000=1	PIB par tête 2000=1	Salaire réel 2000=1
Scénario de référence						
= scénario 1 "élévation du taux de cotisations" (France)						
<i>niveau en 2005</i>	18.7	3.7	1.03	1.00	1.063	1.08
<i>niveau en 2015</i>	22.2	3.6	1.12	1.05	1.165	1.27
<i>niveau en 2040</i>	28.0	4.1	1.06	0.88	1.413	1.75
Part du capital dans la valeur ajoutée (nette d'amortissement) = 0.25 (au lieu de 0.3)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	-0.1	0.0	0.01	0.01	0.002	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.0	-0.1	0.02	0.02	0.002	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	-0.1	0.0	0.01	0.01	0.013	0.02
Part du capital dans la valeur ajoutée (nette d'amortissement) = 0.35 (au lieu de 0.3)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	0.1	0.0	0.00	-0.01	-0.002	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.0	0.0	-0.02	-0.02	-0.006	-0.01
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	0.1	0.0	0.00	-0.02	-0.017	-0.02
Paramètre de substitution intertemporelle égal à 0.6 (au lieu de 0.75)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	0.1	0.1	0.00	-0.01	-0.004	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.0	0.1	-0.01	-0.01	-0.007	-0.01
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	0.1	0.1	-0.02	-0.02	-0.016	-0.01
Paramètre de substitution intertemporelle égal à 1.4 (au lieu de 0.75)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	-0.2	-0.2	0.00	0.00	0.003	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.1	-0.1	-0.01	-0.02	0.001	-0.01
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	-0.3	-0.3	0.03	0.03	0.035	0.02
Paramètre individuel de productivité en fonction de l'âge moins sensible à l'âge 1/						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	1.3	0.0	0.00	-0.01	-0.002	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	1.5	0.1	-0.01	-0.02	-0.005	-0.01
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	1.9	0.1	-0.02	-0.03	-0.013	-0.02
Elasticité de substitution capital / travail = 0.6 (au lieu de 1)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	0.1	0.0	0.00	0.00	0.000	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.0	0.0	-0.02	-0.03	-0.003	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	0.2	0.1	0.06	0.03	-0.007	-0.02
Elasticité de substitution capital / travail = 1.4 (au lieu de 1)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	-0.1	0.0	0.01	0.00	0.000	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.0	0.0	0.02	0.02	-0.001	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	-0.1	-0.1	-0.04	-0.03	0.002	0.01
Ratio de remplacement des indemnités de chômage = 70% (au lieu de 50%)						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	0.0	0.0	0.00	0.00	0.000	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.0	0.0	0.00	0.00	-0.001	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	0.0	0.0	0.00	0.00	-0.003	0.00
Taux d'escompte psychologique des ménages = 1% (au lieu de 2%) 2/						
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2005</i>	0.0	ns	0.00	-0.01	-0.002	0.00
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2015</i>	0.1	ns	-0.02	-0.02	-0.008	-0.01
<i>Deviation par rapport au scénario de référence en 2040</i>	0.1	ns	-0.03	-0.04	-0.019	-0.02

1/ Dans ce scénario, le paramètre individuel liant la productivité à l'âge est calculé comme dans Miles (1999) sauf que les exponentielles ne sont pas utilisées dans la formule de calcul. Le graphe de la fonction est alors sensiblement plus plat que dans la spécification de référence du modèle.

2/ Comparer les taux d'intérêt obtenus dans ce test de robustesse avec ceux du scénario de référence n'est pas significatif car une modification du taux d'escompte psychologique modifie à due concurrence le taux d'intérêt d'équilibre sur lequel est calibré le modèle à l'année de base.

FIG. 2.10 – Résultats des tests de robustesse simples sur le modèle d'équilibre général

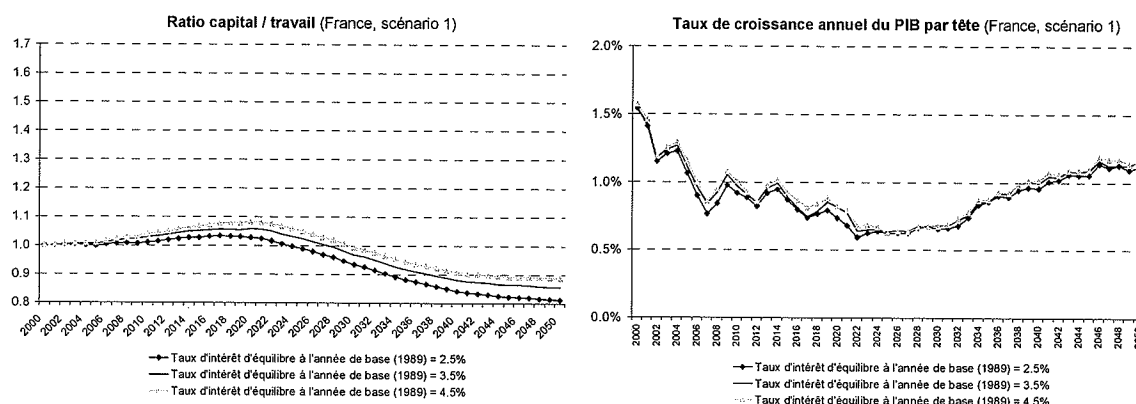


FIG. 2.11 – Test de robustesse sur la valeur du taux d'intérêt d'équilibre à l'année de base du modèle (France, scénario 1)

proche de sa règle d'or, se traduit intuitivement par une moindre accélération du stock de capital par tête toutes choses égales par ailleurs.

Cet effet sur la dynamique macroéconomique associé à la valeur du taux d'intérêt d'équilibre à l'année de base, sur laquelle le modèle est calibré, ne remet pas en cause la portée des résultats commentés en 2.2. En particulier, les comparaisons internationales ne sont pas affectées dans la mesure où la valeur de calibration du taux d'intérêt à l'année de base est identique pour tous les pays. Surtout, l'impact sur le taux de croissance du PIB par tête est faible (cf. figure 2.11) et n'emporte aucune conséquence contrariante pour les conclusions de politique économique tirées des simulations numériques du MEGGI qui sont essentiellement fondées sur la dynamique du PIB par tête.

Les dynamiques respectives du taux d'intérêt, du ratio (capital / revenu) et du ratio (capital / travail) seraient en revanche plus significativement modifiées en cas de valeur basse des paramètres du substitution capital / travail dans la fonction de production des entreprises (β) ou de valeur élevée du coefficient de substitution intertemporelle de la consommation dans la fonction d'utilité des ménages ($1/\sigma$). Ce résultat est intuitif. Les ordres de grandeurs ne sont néanmoins pas de nature à modifier les principaux résultats analysés en 2.1.4. De fait, la trajectoire du taux d'intérêt d'équilibre conserve sa physiologie d'ensemble (cf. figure 2.12) pour différentes valeurs de ($1/\sigma$) et la même remarque peut être formulée dans le cas d'une analyse de sensibilité utilisant l'élasticité de substitution capital/travail (β) (figure 2.13).

Une *analyse de sensibilité conjointe* permet d'approfondir ce point en calculant les caractéristiques de l'équilibre du modèle pour des valeurs de substitution intertemporelle dans la fonction d'utilité et de substitution (capital / travail) simultanément extrêmes. La

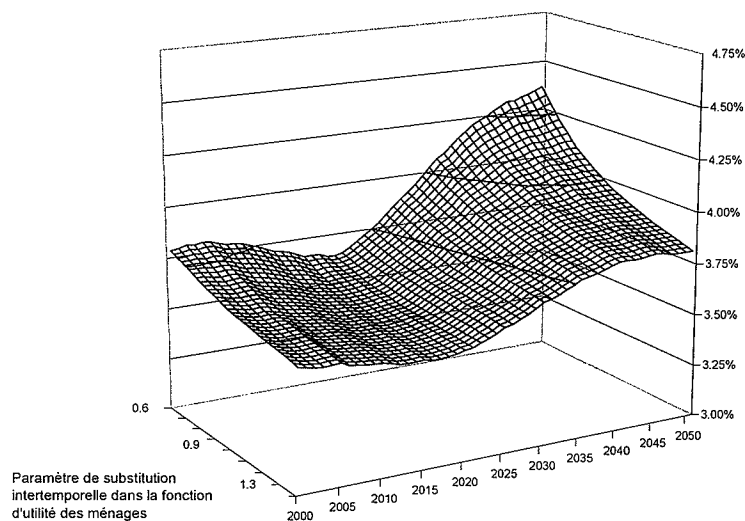


FIG. 2.12 – Test de robustesse simple : taux d'intérêt d'équilibre de 2000 à 2050 en fonction du coefficient de substitution intertemporelle dans la fonction d'utilité (France, scénario 1)

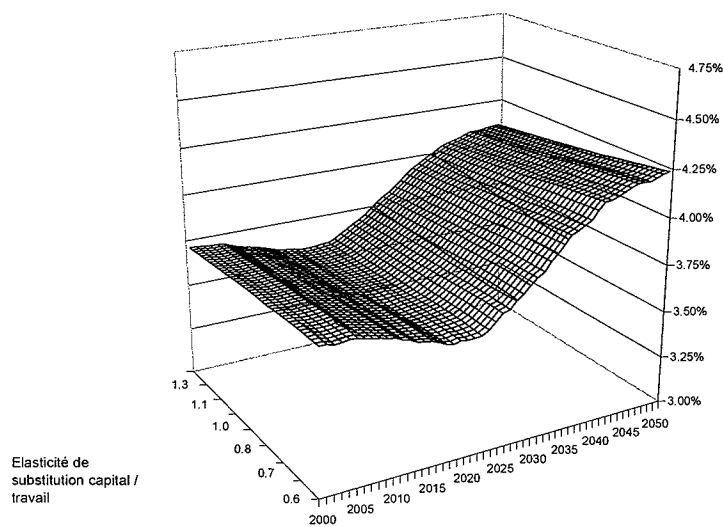


FIG. 2.13 – Test de robustesse simple : taux d'intérêt d'équilibre de 2000 à 2050 en fonction de l'élasticité de substitution capital / travail (France, scénario 1)

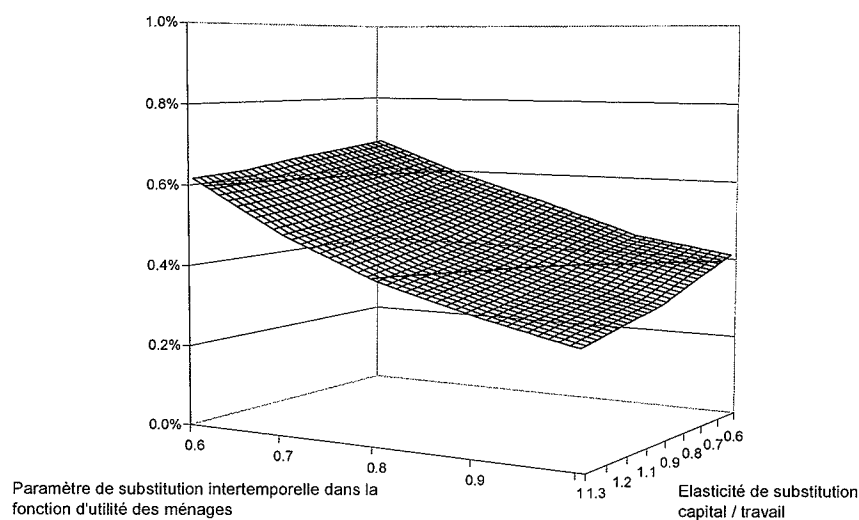


FIG. 2.14 – Test de robustesse à 2 variables : différence entre le niveau du taux d'intérêt d'équilibre entre 2050 et 2025 (France, scénario 1)

figure 2.14 présente l'écart entre le niveau du taux d'intérêt d'équilibre en 2050 et son niveau en 2025 pour différents couples $(1/\sigma, \beta)$, sur données françaises et dans le scénario 1. La dynamique de la variable d'équilibre du modèle sur la période 2000-2050 ne varie que dans une fourchette de 40 pdb selon les valeurs prises par (σ, β) . Une nouvelle fois, les résultats du modèle paraissent raisonnablement robustes, même pour des valeurs simultanément non standards des deux paramètres σ et β .

Ces résultats confirment aussi que l'argument en faveur d'un *asset-meltdown* est probablement exagéré. Pour qu'un tel effet se matérialise dans le modèle, cet écart entre les taux d'intérêt en 2050 et en 2025 devrait en effet être beaucoup plus élevé (au moins de 100 pdb) et la surface présentée dans la figure 2.13 serait alors beaucoup plus pentue. Comme évoqué *supra*, l'argument de l'*asset meltdown* traduit un raisonnement en équilibre partiel qui ne prend pas en compte l'impact de la dynamique de la population active sur les mouvements de taux d'intérêt. Une modélisation en équilibre général ne présente pas cet inconvénient et les tests de robustesse renforcent l'idée selon laquelle le vieillissement ne devrait pas se traduire par une chute brutale des cours d'actifs à partir de la décennie 2020.

Interractions entre dynamiques démographique et macroéconomique : l'influence limitée d'une hausse de l'espérance de vie

D'autres tests de robustesse permettent d'étudier l'impact sur l'équilibre général de projections démographiques différentes de celles utilisées jusqu'ici. Le modèle démographique présenté en annexe (cf. 2.3) permet de réaliser de nombreuses simulations démographiques et de mesurer l'impact sur le ratio de dépendance de différentes hypothèses démographiques.

Une paramétrisation du modèle démographique sur 23 pays de l'OCDE suggère qu'à l'horizon 2020, les projections démographiques sont assez peu liées aux hypothèses faites sur leurs principaux paramètres. Au-delà des années 2020 cependant, la difficulté à prévoir les évolutions futures de l'espérance de vie et de la natalité introduit une incertitude importante quant au niveau du ratio de dépendance. Dans tous les cas, l'effet sur le ratio de dépendance lié à un redressement durable du taux de fertilité ne compenserait pas totalement l'impact d'une poursuite des gains d'espérance de vie selon leur rythme passé. Plus précisément :

- l'impact sur le niveau du ratio de dépendance d'hypothèses de gains d'espérance de vie variant entre 0 et 2 ans par décennie reste contenu jusqu'en 2030. La plupart des baby boomers seront en effet encore en vie dans la décennie 2020 en lien avec une force de mortalité faible en-dessous de 70 ans et sur laquelle une variation de l'espérance de vie moyenne n'a que peu d'impact. En revanche, l'impact des gains futurs d'espérance de vie au-delà de 2030 est significatif voire très sensible dans certains pays. En particulier, une poursuite des gains d'espérance de vie selon leur tendance passée exacerbe l'effet défavorable sur le ratio de dépendance lié à la chute de la natalité postérieure au baby-boom.
- l'incertitude relative à l'évolution de la force de mortalité aux âges élevés n'exerce pas d'impact sensible sur le ratio de dépendance, qui serait ainsi robuste à ce paramètre démographique.
- une remontée du taux de fécondité (*e.g.*, une convergence linéaire à 2.1 enfants par femme en 2025 suivie d'une stabilisation à ce niveau) allège naturellement les pressions à la hausse sur le ratio de dépendance, plus particulièrement dans les pays de l'OCDE où la natalité est aujourd'hui déprimée. Cet effet ne se matérialise cependant pas avant 2030 en lien avec la période séparant la naissance et l'entrée dans la vie active. A l'horizon 2050, l'effet sur le ratio de dépendance est néanmoins sensible, et compris entre 5 et 15 points de pourcentage. Dans la plupart des pays, cette amplitude de variation est relativement proche de celle obtenue dans les tests de robustesse portant sur le paramètre de gains d'espérance de vie.
- les tests de robustesse portant sur l'intensité des flux migratoires suggèrent que seul un triplement des flux officiellement projetés en France permet d'obtenir des effets démographiques comparables à ceux d'une augmentation linéaire du taux de fécondité de 1.8 à 2.1 en 2025. L'impact sur le ratio de dépendance d'un surcroît d'immigration se matérialise un peu plus rapidement sur la période de projection.

Une présentation complète et détaillée du modèle de simulation démographique est fournie en annexe 1 de ce chapitre (cf. 2.3.1). Ce modèle présente l'avantage de permettre différentes simulations réalistes à partir d'un nombre réduit d'hypothèses.

La figure 2.15 présente la dynamique des principales variables macroéconomiques du modèle d'équilibre général sur données françaises et pour une réforme des retraites se limitant à relever les prélèvements sociaux (scénario 1). Les hypothèses démographiques correspondent aux projections officielles *sauf en ce qui concerne l'espérance de vie*. Deux simulations démographiques sont en effet réalisées selon que l'espérance de vie à la naissance se stabilise sur la période de simulation à son niveau atteint en 2000 ou augmente de 2 ans par décennie à compter de cette date.

Dans le MEGGI, des gains de longévité sensiblement plus importants se traduisent par une augmentation plus vigoureuse des prélèvements obligatoires finançant le régime de retraite (d'environ 3% à l'horizon 2050). L'impact positif sur le niveau du taux d'épargne agrégé est cohérent avec les modèles théoriques existant en ce domaine (Sheshinski, 2004). En revanche, un allongement de l'espérance de vie en l'absence de réforme du régime de retraite déprime le taux de croissance du PIB potentiel par tête de l'ordre de 0.1% par an à l'horizon 2020-2030 et de 0.3% à l'horizon de la simulation en 2050, un ordre de grandeur relativement contenu, en particulier sur les deux prochaines décennies, et qui constitue un majorant dans la mesure où les effets défavorables sur la croissance de l'augmentation de l'espérance de vie sont mécaniquement plus intenses dans le scénario 1 utilisé ici, où l'âge de départ à la retraite est inchangé.

La figure 2.16 présente la dynamique du MEGGI - sur données françaises et toujours dans le scénario 1 - selon deux hypothèses différentes relatives à l'indice synthétique de fécondité. Dans un premier scénario, l'indice de fécondité se replie linéairement de 1.8 à 1.5 enfant par femme en 2025 avant de se stabiliser à ce niveau. Dans la seconde simulation, il converge en 2025 à 2.1 enfant par femme puis se stabilise.³⁰

Dans le MEGGI, un choc permanent de natalité n'affecte pas significativement les variables macroéconomiques avant 2035, en lien avec la période séparant la naissance et l'entrée dans la vie active et le versement de cotisations sociales au régime de retraite qui lui est associé. L'impact favorable devient néanmoins significatif après 2035 et 2050. Sur cette période, une augmentation graduelle de la fécondité amorcée dès le début du siècle se traduirait par une moindre accumulation de capital, une stabilisation des taux d'intérêt et un fléchissement de la productivité apparente par tête. Surtout, elle permettrait de stabiliser le ratio de dépendance après 2030 et donc le taux de cotisations sociales équilibrant le régime. Au total, un redressement progressif de la natalité soutiendrait la croissance annuelle du PIB par tête d'environ 0.25% à l'horizon 2050.

Un doublement des flux migratoires par rapport à l'hypothèse de base retenue dans les projections officielles françaises au moment de rédaction de ces lignes (50 000 par an) ne

³⁰L'hypothèse retenue dans les projections officielles françaises de l'INSEE est celle d'une stabilisation de l'indice de fécondité (*i.e.*, 1.8) à la date de rédaction de ces lignes.

modifierait pas beaucoup le niveau des principales variables macroéconomiques du modèle (figure 2.17). Dans tous les scénarios de réforme des retraites envisagés, un surcroît d'immigration atténuée mécaniquement l'intensité du vieillissement de la population et l'ampleur du *capital deepening* associé. L'effet sur les principales variables macroéconomiques demeure contenu même pour un doublement des flux migratoires en France. L'effet sur le PIB par tête est de l'ordre de 0.1% par an à l'horizon 2050.³¹

2.1.6 Comparaison avec d'autres modélisations existantes

Les modèles d'équilibre général à générations imbriquées et anticipations parfaites ont été utilisés à différentes reprises pour analyser l'impact économique du vieillissement. Deux catégories seront distinguées selon que les modèles développés endogénéisent ou non le marché du travail. Des modèles à marché du travail exogène sont réalisés par Hviding et Mérette (1998), Börsch-Supan *et al.* (2003) et l'équipe Ingénue (2001 et 2006). Des modèles à marché du travail endogène peuvent être trouvés dans les travaux d'Auerbach et Kotlikoff (1987), Broer, Westerhout et Bovenberg (1994), Chauveau et Loufir (1995), Miles (1999), Docquier, Liégeois, Loupias et Crettez (2002) et Docquier *et al.* (2002). Ils seront analysés dans la seconde partie de ce travail. Les modèles employant des algorithmes numériques inspirés de Laffargue (1990) et Boucekkine (1995) ont été évoqués en 2.1.

Les développements qui suivent seront donc centrés sur les modèles de Börsch-Supan *et al.* (2003) et d'Ingénue (2001 et 2006).

Le modèle de Börsch-Supan *et al.* (2003) est estimé sur données annuelles allemandes. Le marché du travail est exogène et réputé toujours à l'équilibre. Les taux de participation de la population sont projetés, variables et exogènes. La fonction d'utilité, qui ne compte que la consommation comme argument, est identique à celle de notre modèle. Chaque cohorte est modélisée sous la forme d'un individu moyen représentatif de la structure de la cohorte comprenant des salariés, des chômeurs et des retraités. Des régimes d'assurance maladie et d'assurance chômage sont intégrés dans le modèle et sont financés par des cotisations sociales proportionnelles aux salaires comme le régime de retraites par répartition. Ils sont toujours équilibrés. Le modèle prévoit la possibilité d'une indexation des pensions sur la progression des salaires. La fonction de production est de type Cobb-Douglas. La calibration du modèle est réalisée de manière à obtenir des ordres de grandeur raisonnables pour le

³¹Une augmentation de l'immigration contribue par ailleurs à lisser la trajectoire du taux d'épargne agrégé. Cet effet traduit la structure de la population immigrée dans le modèle dont la distribution par âge est concentrée aux alentours de 15-30 ans au moment de son arrivée dans le pays d'accueil. Cette tranche d'âge correspond au début de la vie économique dans le modèle et à une phase de désépargne. Un recours à l'immigration se traduirait donc au cours des premières années de la période de projection par un impact légèrement défavorable sur le taux d'épargne par rapport au compte central, puis par un effet légèrement favorable une fois les cohortes d'immigrés arrivées à la phase de forte épargne (40-60 ans).

Ces calculs reposent sur l'hypothèse simplificatrice selon laquelle une personne immigrée arrivant en France dispose du même capital qu'un agent français du même âge.

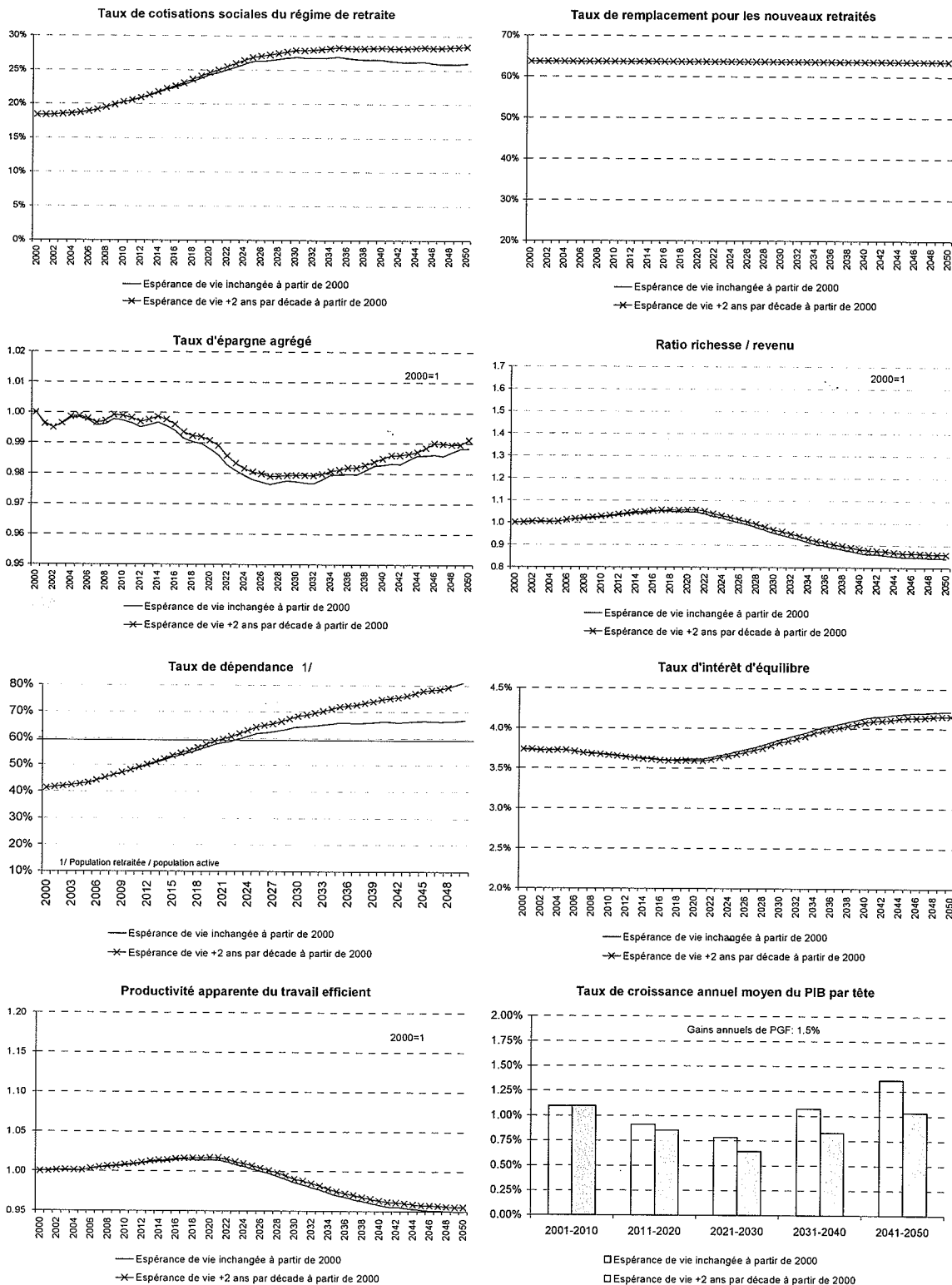


FIG. 2.15 – Espérance de vie et équilibre général : scénario 1 ("élévation du taux de cotisations sociales") sur données françaises et selon différentes hypothèses de longévité future

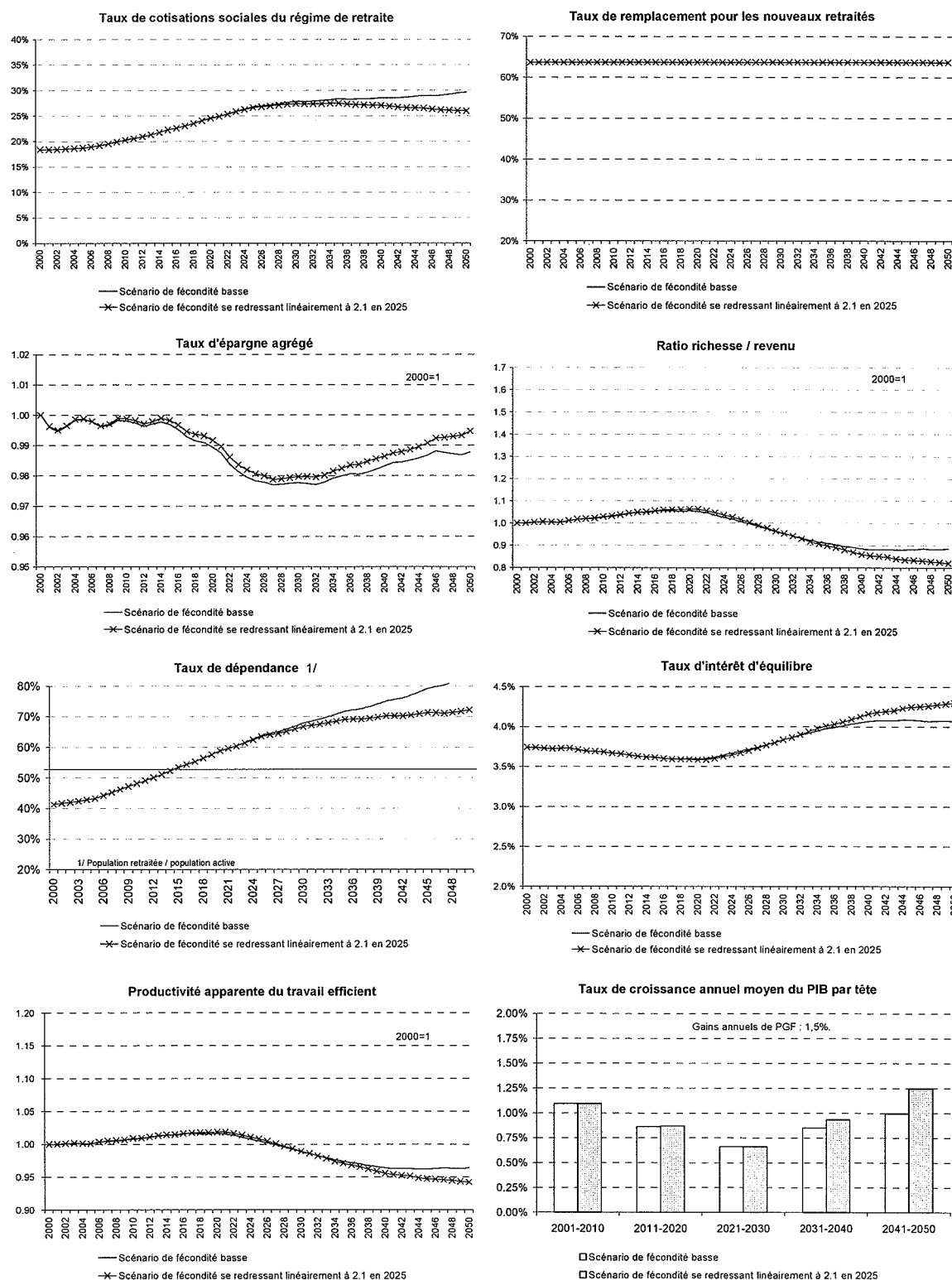


FIG. 2.16 – Fécondité et équilibre général : scénario 1 ("élévation du taux de cotisations sociales") sur données françaises et selon différentes hypothèses de fertilité future

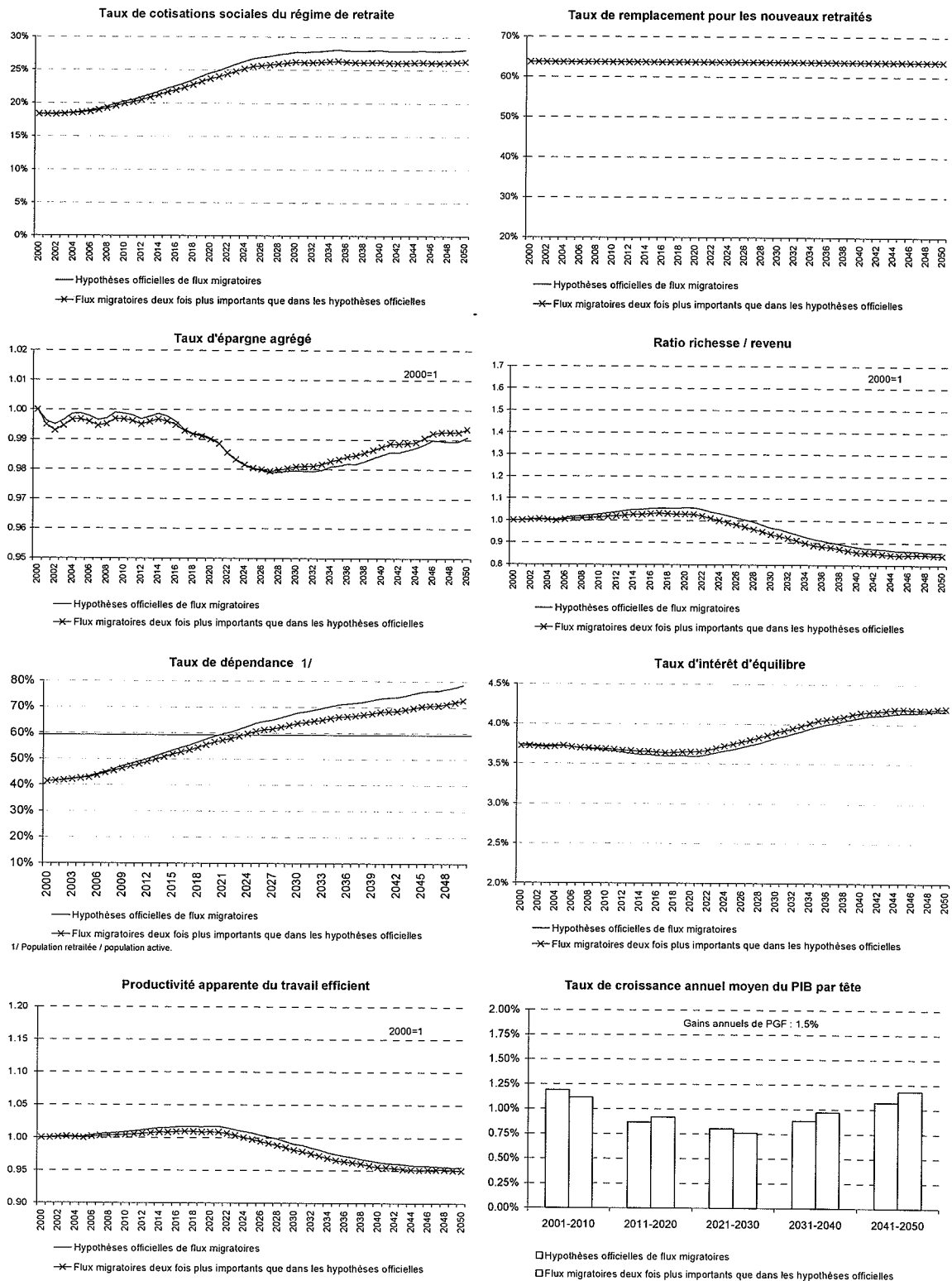


FIG. 2.17 – Flux migratoires et équilibre général : scénario 1 ("élévation du taux de cotisations sociales") sur données françaises et selon différentes hypothèses de flux migratoires

ratio capital / revenu. Elle est effectuée sur la valeur de l'élasticité intertemporelle de substitution.

Le modèle développé par l'équipe Ingénue (2001) est en économie ouverte et comporte une dizaine de régions. Dans chaque région, le marché du travail est exogène et la fonction d'utilité des ménages ne prend pas en compte le loisir. Le comportement de consommation et d'épargne des ménages est conforme à la théorie du cycle de vie. La fonction de production est de type Cobb-Douglas. Entre les différentes régions, la productivité globale des facteurs converge lentement en niveau, rejoignant celle des Etats-Unis. Il n'y a pas de chômage. Le régime de retraite par répartition est toujours équilibré.³² Le modèle intègre un marché international des capitaux égalisant, à une prime de risque près, les taux d'intérêt nationaux. Le modèle est calibré sur la valeur de l'élasticité intertemporelle de substitution dans la fonction d'utilité des ménages, comme chez Börsch-Supan *et al.* (2003).

Notre modèle diffère de Börsch-Supan *et al.* (2003) et d'Ingénue (2001) sur plusieurs points. En premier lieu, ces deux modèles imposent une convergence parfaite de l'économie vers un sentier de croissance de long terme. Ce choix de modélisation se traduit par l'existence de quelques cohortes qui ne maximisent pas leur utilité intertemporelle au cours de leur vie. Notre modèle évite cette modélisation au profit d'une convergence asymptotique de l'économie vers son sentier d'équilibre et où toutes les cohortes optimisent parfaitement.

A l'équilibre de long terme (*steady-state*) du modèle, les principales variables évoluent selon les taux de croissance des gains de productivité globale des facteurs et la croissance démographique, en cohérence avec les modélisations soloviennes de la croissance économique à long terme. Cette propriété de l'équilibre de long terme facilite sensiblement la résolution du modèle à l'état stationnaire. Dans ce contexte, l'équation d'Euler devient très simple et établit un rapport de proportionnalité entre les niveaux de consommation d'une cohorte à deux dates différentes : on a $\frac{c_{t,a}}{c_{t-1,a-1}} = \left(\frac{1+\bar{r}}{1+\rho}\right)^\kappa = Cte$. En outre, toutes les cohortes ont les mêmes trajectoires de consommation, d'épargne et d'accumulation du capital, aux gains de PGF près. Au *steady-state*, le modèle n'est donc plus dynamique mais devient statique. Il peut être résolu de façon analytique sans recours à un algorithme de résolution numérique (qui reste nécessaire durant la période de transition démographique en lien avec l'existence de générations imbriquées et de la dynamique de transition).

De fait, Börsch-Supan *et al.* (2003) et Ingénue (2001) modélisent l'équilibre de long terme comme un sous-modèle autonome représenté par une matrice standard. Ils adoptent ainsi une modélisation qui n'est pas strictement nécessaire et qui soulève quelques difficultés. Un problème apparaît notamment quant au lien entre la partie de transition démographique du modèle et son équilibre statique de long terme. Sous l'hypothèse que les

³²Dans Ingénue (2001), le taux de remplacement utilisé pour le régime d'Europe de l'Ouest est très élevé (76%) et se traduit par des entrées de capitaux vers la zone euro dans les projections du modèle. Ce résultat est particulièrement contre-intuitif et laisse planer un doute sur la pertinence des résultats du modèle. Dans une nouvelle version du modèle (en cours de construction à la date de rédaction de ces lignes), ce point devrait être amélioré.

données démographiques exogènes se stabilisent à partir d'un certain horizon, le modèle dynamique converge naturellement vers son équilibre de long terme. Mais cette convergence n'est qu'asymptotique. Ainsi, le taux d'intérêt d'équilibre n'est pas rigoureusement constant et la consommation n'augmente pas chaque année exactement de l'écart entre le taux d'intérêt (r) et le taux d'escompte psychologique (ρ). Börsch-Supan *et al.* (2003) et Ingénue (2001) "imposent" alors aux cohortes vivantes à l'année initiale du *steady state* les caractéristiques de l'équilibre de long terme. La difficulté théorique soulevée par ce type de modélisation est qu'elle se traduit par l'existence dans le modèle de cohortes qui n'optimisent pas sur leur horizon de vie (puisque leurs comportements de consommation sont "imposés" par le modélisateur). Pour minimiser l'impact de ce phénomène, les modélisateurs repoussent l'équilibre de long terme très loin dans le temps (2200 pour Börsch-Supan *et al.*, 2003 ; 2500 pour l'équipe Ingénue, 2001). La portée empirique de ce choix de modélisation est certes limitée mais la difficulté théorique qu'elle soulève paraît d'autant plus embarrassante que ce type de modélisation n'est pas strictement nécessaire.

Le modèle proposé ici ne formalise pas d'équilibre de long terme sous forme de matrice "statique". Toutes les cohortes modélisées optimisent parfaitement et décèdent donc en laissant un stock de capital strictement nul. Le modèle dynamique converge mécaniquement - et asymptotiquement - vers l'équilibre de long terme puisqu'au delà de leur période de projection (2000-2100), les données démographiques sont supposées constantes en niveau.³³

Outre la modélisation de l'équilibre de long terme, le modèle présenté ici se distingue de Börsch-Supan *et al.* (2003) et d'Ingénue (2002) par sa méthode de calibration. Ces deux travaux recourent à une autre pratique habituelle qui consiste à fixer la valeur de certains paramètres exogènes de manière à ce que le modèle reproduise les évolutions économiques observées aux alentours de l'année de base. Ces deux travaux calibrent donc leur modèle sur le paramètre de substitution intertemporelle dans la fonction d'utilité des ménages.

Cette démarche soulève un problème potentiellement sérieux si la fixation "forcée" de la valeur de certains paramètres biaise sensiblement les résultats et la dynamique d'ensemble du modèle, ce qui a déjà été le cas dans d'autres domaines dans le passé (Smith et Venables, 1988). Calibrer le modèle sur le paramètre d'élasticité intertemporelle de la consommation dans la fonction d'utilité amène à définir l'intensité du motif de lissage de la consommation et de l'épargne au cours du cycle de vie sans tenir compte des résultats obtenus par l'économie expérimentale. Dans le cas de l'équipe Ingénue (2001), ce type de calibration se traduit par la caractéristique peu intuitive selon laquelle la consommation des ménages américains serait moins sensible aux variations de taux d'intérêt que les ménages européens, ce que contredisent les épisodes récents de *cash-out* liés au refinancement hypothécaire et une structure de l'épargne financière sensiblement plus investie en actions qu'en Europe continentale. Le problème est sans doute plus apparent encore dans le modèle de Börsch-Supan *et al.* (2003). Dans ce modèle, le taux d'épargne optimal est peu sensible

³³Un taux de croissance constant pour ces inputs après 2050 n'aurait pas empêché le modèle de converger vers son équilibre de long terme.

à des réformes pourtant très différentes de régimes de retraite (relèvement important du taux de cotisations sociales ou développement à grande échelle de l'épargne privée en vue de la retraite). Ce résultat traduit l'impact du niveau relativement bas de l'élasticité de substitution intertemporelle (0.37) qui est directement lié à la calibration du modèle.

Au total, le calibrage pratiqué par l'équipe Ingénue (2001) et Börsch-Supan *et al.* (2003) permet certes d'obtenir des niveaux satisfaisants aux alentours de l'année de base mais s'effectue au détriment du réalisme de la dynamique du modèle en projection. Or l'intérêt de la modélisation en équilibre général avec générations imbriquées semble précisément lié à la possibilité qu'elle offre d'étudier la dynamique de l'équilibre général.

Dans ce contexte, le choix d'une valeur pour le coefficient d'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation s'effectue dans notre modèle en lien avec la littérature empirique disponible (cf. *supra*, 2.1.2). Le modèle est calibré en fixant à l'année de base le niveau du taux d'intérêt. Concrètement, le taux d'intérêt réel d'équilibre à l'année de base (1989) est fixé à 3,5% dans les quatre pays considérés et son évolution ultérieure est déterminé de façon endogène. Cette valeur de 3,5% correspond à la somme du taux d'actualisation du modèle et des gains de productivité globale des facteurs dans le modèle. Les modèles théoriques de cycle de vie suggèrent en effet qu'en cas de progrès technique non nul, le taux d'intérêt à l'équilibre de long terme présente cette caractéristique.

Enfin, l'utilisation d'une maquette *ad hoc* de simulation démographique pour tester de façon systématique et rigoureuse la sensibilité du modèle d'équilibre général aux phénomènes démographiques et ses implications de politique économique n'a pas beaucoup d'équivalents dans la littérature actuelle, du moins à notre connaissance.³⁴

2.1.7 Implications de ces résultats

Du point de vue de la politique économique, les résultats du MEGGI ne sont pas entièrement satisfaisants.

Certes, ils montrent que les effets pour l'activité économique à long terme d'une hausse de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) avec âge de départ en retraite inchangé (ψ_t) (scénario 1) sont de loin les plus défavorables parmi les réformes envisagées. Ce résultat est obtenu dans tous les pays considérés ici. Dans la mesure où aucun effet favorable sur l'activité à long terme n'est à attendre d'un scénario n'impliquant aucun soutien à la population active ou à l'accumulation du capital, ce résultat est intuitif. L'utilisation du MEGGI le confirme davantage qu'il ne le prouve.

En revanche, le critère de l'influence d'une réforme des retraites sur le PIB par tête ne permet pas de départager clairement les scénarios 2, 3 et 4 dont les caractéristiques sont

³⁴On ne discutera pas ici dans quelle mesure les pouvoirs publics sont susceptibles d'influer sur le taux de fécondité. La littérature en la matière suggère que cet impact est difficile à mettre en évidence. Les comportements relatifs à la natalité sont pour une part liés à des facteurs historiques, sociétaux et moraux sur lesquels l'influence directe des pouvoirs publics n'est probablement ni massive ni négligeable.

pourtant très différentes. Ce non-résultat est particulièrement vérifié sur données françaises. Les écarts de taux de croissance et de niveau de vie entre ces trois scénarios sont en effet trop contenus pour être à même de fonder une recommandation assurée de politique économique. Tout au plus peuvent-ils amener à souligner la pertinence d'une préférence pour un ajustement du taux de remplacement (p_t) à âge de la retraite inchangé aux Etats-Unis et au Japon, et d'une hausse de l'âge de départ en retraite (ψ_t) en Allemagne.

Ce non-résultat, qui demeure relatif, est intéressant en soi car il permet de définir deux voies d'approfondissement pour l'analyse :

- la version du MEGGI employé ici avec offre de travail exogène est susceptible de surestimer l'influence sur la croissance notamment des scénarios de réforme incorporant une baisse significative du taux de remplacement (p_t) ou un ajustement du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) en négligeant les effets défavorables sur l'offre de travail liés à des modifications de ces paramètres du régime de retraite. En particulier, 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 revenu permanent et donc la consommation courante.

Dans ce contexte, le développement d'un MEGGI avec offre de travail endogène dépasse le stade de la simple curiosité de modélisateur car il permet de tenir compte des effets des réformes sur l'offre de travail et pas uniquement sur l'offre de capital. Les contraintes de modélisation (cf. 2.1) s'avèrent ici intéressantes car elles rendent possible une analyse fine des différentes influences à l'oeuvre, en équilibre général, sur l'offre de travail optimale des ménages.

Un MEGGI avec offre de travail endogène est donc développé dans les pages qui suivent (2.2).

- l'autre voie d'approfondissement consiste à reconnaître qu'il n'est sans doute pas possible de choisir une réforme des retraites plutôt qu'une autre sur la base de leurs seuls effets respectifs sur le taux de croissance économique, du moins sur données françaises, sauf pour écarter le scénario 1 avec ajustement exclusif par les cotisations sociales.

Dans ce contexte, deux critères complémentaires peuvent être pris en compte qui sont liés aux effets de redistribution inter-générationnelle (i.e., selon l'âge) et intra-générationnelle (i.e., selon le niveau de revenu) des réformes. Ils feront l'objet du chapitre 3.

2.2 Un modèle avec offre de travail endogène tenant compte des effets distorsifs des réformes au niveau agrégé

L'endogénéisation du marché du travail dans le modèle d'équilibre général permet d'aborder un certain nombre de nouvelles problématiques. Elle affine l'analyse des impacts du vieillissement et des réformes des retraites en étudiant les variations associées de

l'offre de travail. Ce lien est relativement peu étudié dans la littérature. Deux mécanismes supplémentaires de l'équilibre général sont ainsi pris en compte dans cette version du modèle : l'impact défavorable sur le stock d'heures travaillées d'une hausse de prélèvements sociaux ou d'une baisse du taux de remplacement, et l'impact favorable sur ce même stock d'heures travaillées de l'accélération des salaires liée au *capital deepening*.

Formellement, l'endogénéisation du marché du travail s'effectue en introduisant un deuxième argument dans la fonction d'utilité des ménages : la part du temps disponible consacrée au loisir. En plus de l'arbitrage intertemporel, les ménages opèrent un arbitrage intratemporel entre consommation et loisir. Toutes choses égales par ailleurs, davantage de loisir correspond à un moindre revenu et un niveau de consommation plus bas.

Dans un premier temps, ce chapitre étudie les problèmes spécifiques liés à la construction d'un MEGGI avec temps de travail endogène. La littérature en la matière est plus restreinte que celle portant sur les versions avec marché du travail exogène, en lien avec des difficultés de modélisation et de résolution plus importantes. Nous présentons les modélisations antérieures (notamment Auerbach et Kotlikoff, 1987 ; Broer *et al.*, 1994 ; Chauveau et Loufir, 1995 ; Docquier *et al.*, 2002) en soulignant les apports et aussi les limites.

Notre version d'un MEGGI à marché du travail endogène tente d'apporter une réponse à ces difficultés dans le cadre des contraintes de modélisations évoquées en 2.1. Développer un MEGGI à offre de travail endogène avec solution analytique est à la fois plus contraignant mais aussi plus intéressant. Disposer de solutions analytiques permet d'analyser de manière fine et précise les différents mécanismes d'équilibre général liés à une réforme des retraites par répartition qui influencent l'offre de travail. En outre, ce choix de modélisation permet d'apporter une réponse à certaines difficultés soulevés par les modèles antérieurs, et notamment celle qui consiste à employer des salaires implicites pour modéliser une période de retraite dans un environnement de type "cycle de vie".

Les résultats obtenus suggèrent que l'endogénéisation du temps de travail ne modifie pas sensiblement la dynamique macroéconomique du modèle. L'impact du vieillissement sur le stock d'heures travaillées en équilibre général serait assez contenu et compris selon les scénarios de réforme des retraites dans une fourchette de $\pm 2\%$. Après un ajustement à la baisse au moment de l'annonce de la réforme en 2005, le vieillissement se traduira par un redressement modéré du temps de travail. Cette dynamique traduit les influences conjointes du *capital deepening* et des évolutions de la productivité individuelle de l'actif moyen et de la réforme des retraites.

Cet exercice renforce donc les conclusions du modèle avec offre de travail exogène (cf. 2.1), selon lesquelles le choix d'une réforme des retraites, notamment en France, ne peut être fondé exclusivement sur la considération de ses effets sur le taux de croissance économique.

2.2.1 Questions de modélisation liées à l'endogénéisation de l'offre de travail

Les modèles d'équilibre général à générations imbriquées (MEGGI) avec marché du travail endogène font l'objet d'une littérature plus restreinte que les versions avec marché du travail exogène, en lien avec des difficultés de modélisation plus importantes. Tirant profit des progrès de l'informatique au début des années 80, Alan Auerbach et Laurence Kotlikoff furent les premiers à programmer un MEGGI de grande dimension avec marché du travail endogène. Leurs travaux de l'époque sont présentés dans un ouvrage paru en 1987 (Auerbach et Kotlikoff, 1987) qui constitue, aujourd'hui encore, un travail impressionnant et d'une grande rigueur ainsi qu'une référence incontournable en la matière.

Nous suggérons néanmoins que cette modélisation souffre de faiblesses non négligeables. En premier lieu, le modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987) tel qu'il est spécifié ne peut être résolu que si le progrès technique est supposé nul. Une seconde limite du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987) est liée aux caractéristiques de sa résolution numérique. L'algorithme de convergence de ce modèle est particulièrement complexe. Il porte simultanément sur plusieurs vecteurs de variables du modèle. Cette complexité traduit notamment l'utilisation dans le programme des ménages d'un prix implicite du travail strictement positif durant la période de retraite pour respecter la contrainte de temps du modèle en cas de saturation (*i.e.*, lorsque le temps de travail est nul durant la retraite). Ces salaires implicites jouent le rôle de multiplicateurs de Kuhn et Tucker.

Cette façon de modéliser n'est bien sûr pas erronée mais elle est peu intuitive et présente un certain nombre d'inconvénients. Elle suppose implicitement que les individus arbitrent entre travail et loisir durant leur retraite, ce qui, au moins d'un point de vue européen, paraît peu réaliste. En outre, elle complique sensiblement la résolution numérique du modèle en rendant nécessaire la programmation d'une convergence simultanée de plusieurs vecteurs de variables (dont le ratio capital / travail et le prix implicite du loisir). Ces difficultés alimentent des critiques récurrentes émises à l'encontre du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987) qui a parfois été assimilé à une "boîte noire" (cf. Auerbach, 1998), contradictoire avec notre contrainte de modélisation amenant à développer des modèles avec solution analytique.

Le modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987)

Les développements qui suivent présentent un modèle cohérent avec celui d'Auerbach et Kotlikoff (1987) (pp. 27 à 50). Ils utilisent des notations identiques à celles du MEGGI avec offre de travail exogène (2.1).

Dans le modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987), la fonction d'utilité des ménages est additivement séparable. Chaque ménage vit durant 55 périodes et est réputé mourir à 75 ans. La période d'enfance est négligée et la vie du ménage commence avec sa vie professionnelle. La fonction d'utilité instantanée inclut désormais le loisir comme second argument.

Pour une cohorte d'âge a à une année t , la fonction d'utilité intertemporelle à maximiser prend la forme suivante :

$$U_{t,a} = \frac{1}{1-\sigma} \sum_{j=a}^{55} \left[\frac{1}{(1+\rho)^{j-a}} \left[\left((c_{t+j-a,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa(1-\ell_{t+j-a,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\sigma} \right]$$

où $\ell_{t,a}$ désigne la fraction du temps de vie consacrée au travail, \varkappa un paramètre d'intensité de préférence du loisir relativement à la consommation, ζ l'élasticité de substitution entre la consommation et le loisir dans la fonction d'utilité instantanée. Les autres paramètres ont été introduits dans la présentation du modèle avec marché du travail exogène (cf. 2.1.2). $V_{t,a} = \left((c_{t+j-a,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa(1-\ell_{t+j-a,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}}$ désigne la fonction d'utilité instantanée d'une cohorte en t .³⁵ La forme de la fonction d'utilité intertemporelle implique une optimisation à deux niveaux : une optimisation intertemporelle entre la consommation

³⁵ Il peut être utile ici de rappeler que la coutume économique consistant à faire dépendre l'utilité uniquement de la consommation et du loisir repose sur des fondements anthropologiques particulièrement discutables. C'est pourquoi il est préférable de souligner que le bien-être est ici entendu toujours au sens de bien-être matériel.

Pour le reste, nous nous bornerons à citer quelques lignes indépassables du début du *De Trinitate* de Saint Hilaire de Poitiers (315-367) : " (...) j'ai remarqué que parmi les causes qui, selon l'opinion commune, concourent à rendre la vie heureuse et douce, il y en a deux que, dans tous les temps, elle a mises et qu'elle met encore aujourd'hui au premier rang, le loisir et la richesse, qui l'un sans l'autre, seraient plutôt une source de mal que de bien. En effet, le loisir avec l'indigence, c'est une sorte d'exil dans la vie; les soins inquiétants de l'avenir avec la richesse sont d'autant plus amers que le cœur est plus sensible à la privation de ce qui fait le principal objet de ses vœux. Toutefois, bien que ce soient là les deux plus grands charmes de l'existence, il me semble qu'il n'y a rien qui nous abaisse plus au niveau des bêtes, puisque celles-ci, en s'égarant en paix sous l'ombre des bois et au sein de gras pâturages, jouissent tout à la fois d'une oisive sécurité et de l'abondance. Mais si l'abondance et le repos font le bonheur de la vie, ce bonheur, nous le partageons nécessairement, sauf la différence des espèces, avec les êtres que n'éclaire pas le flambeau de la raison, et auxquels la nature mère vigilante et attentive, prodigue tout ce que leurs besoins réclament, en leur épargnant les ennuis d'une pénible recherche.

Si la plupart des hommes ont repoussé loin d'eux, avec dédain un genre de vie aussi déraisonnable et qui les rapproche de la bête, s'ils l'ont sévèrement blâmé dans les autres, c'est que, suivant les impulsions de leur divin auteur, ils ont pensé, selon moi, qu'il est indigne d'un homme de croire qu'il n'a été créé que pour satisfaire, esclave soumis à son ventre et à la paresse, ses appétits sensuels, qu'il n'est pas né pour s'illustrer par de belles actions ou par ses talents, ou bien encore que le bienfait de la vie ne lui impose pas l'obligation de travailler pour l'éternité. Et pourtant il n'est pas douteux que la vie ne serait pas regardée comme un présent du ciel, si, toujours placée sous le coup de la douleur, toujours agitée par les plus rudes traverses, elle s'épuisait péniblement en se traînant de l'enfance ignorante à la vieillesse en délire. Voilà pourquoi éclairés par la science et capables de généreux efforts, ils se sont exercés à la patience, à la continence, à la douceur, parce que bien vivre, c'était, à leurs yeux, bien faire et cultiver son intelligence, parce qu'il leur semblait encore que ce n'était pas en considération seulement de la mort qu'un bien immortel leur avait donné la vie, puisqu'il leur était démontré qu'il ne convenait pas que l'auteur de tout bien ne mit en eux le sentiment si doux de l'existence qu'au prix de la sombre crainte de la mort. "

courante et la consommation future, et une optimisation intratemporelle entre la consommation et le loisir.³⁶

La contrainte budgétaire intertemporelle pour l'individu moyen de la cohorte d'âge $a = 0$ à l'année t est telle que la valeur actualisée des revenus pondérés par les temps de travail optimaux ($\ell_{t,a}$) est égale à la valeur actualisée de la consommation :

$$\ell_{t,0}w'_{t,0} + \sum_{j=1}^{55} \left[(\ell_{t+j,j}w'_{t+j,j} + \Phi_{t+j,j}) \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] = c_{t,0} + \sum_{j=1}^{55} \left[c_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right]$$

où $w'_{t,a}$ désigne les revenus du travail nets d'impôts³⁷ et $\Phi_{t,a}$ la pension reçue après une mise à la retraite d'office à 66 ans ($a = 46$) et qui est proportionnelle aux salaires passés.³⁸

Enfin, une contrainte de temps standard est introduite :

$$\forall a, 0 \leq \ell_{t,a} \leq 1$$

Le calcul de la condition du premier ordre de l'arbitrage intratemporel entre consommation courante et loisir courant est obtenue en égalisant la valeur absolue du rapport des utilités marginales avec le rapport des prix. Le prix du bien numéraire consommé est normalisé à 1. Le prix du loisir est égal à son coût d'opportunité soit, ici, le prix de la renonciation aux revenus du travail ($w'_{t,a}$).³⁹

Si la contrainte de temps est saturée, le temps de loisir est maximum, soit : $1 - \ell_{t,a} = 1$. Si la contrainte de temps n'est pas saturée, on obtient :

$$1 - \ell_{t,a} = \left(\frac{\pi}{w'_{t,a}} \right)^\zeta c_{t,a}$$

³⁶Dans la littérature anglo-saxonne, ce type de fonction est appelé *nested utility function*.

³⁷Éventuellement corrigés du prix implicite du travail durant la retraite (cf. *infra*).

³⁸Moyennant une petite transformation analytique, la contrainte budgétaire intertemporelle peut être réécrite et prendre la forme suivante :

$$w'_{t,0} + \sum_{j=1}^{55} \left[(w'_{t+j,j} + \Phi_{t+j,j}) \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] = c_{t,0} + \sum_{j=1}^{55} \left[c_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] + (1 - \ell_{t,0})w'_{t,0} + \sum_{j=1}^{55} \left[(1 - \ell_{t+j,j})w'_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right].$$

Cette expression peut faire l'objet d'une interprétation économique intéressante. Tout se passe dans le modèle comme si les ménages définissent, en fonction des signaux de salaires fournis par le marché (les $w'_{t+j,j}$), un panier optimal de biens composé d'une part de la consommation d'un bien implicitement numéraire et dont le prix est constant (ici normalisé à 1), et d'autre part du loisir dont le prix est égal à son coût d'opportunité (ici, le prix de la renonciation aux revenus du travail nets de prélèvements obligatoires).

³⁹En cas de prélèvement obligatoires, le prix du loisir est le salaire par tête net d'impôts.

Cette expression montre notamment que le temps de loisir optimal augmente si le taux de cotisations sociales se redresse (effet distorsif) ou si le salaire brut se replie, toutes choses égales par ailleurs. Dans les deux cas en effet, le coût d'opportunité du loisir ($w'_{t,a}$) se replie. En cas d'augmentation du niveau optimal de consommation suite à une hausse non anticipée du revenu permanent, le temps de loisir se redresse toutes choses égales par ailleurs.

La version de base du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987) n'intègre pas de régime de retraite versant des pensions. Le départ en retraite y est endogène et intervient à l'âge $j = a$ tel que ($\ell_{t,a} = 0$ et $\ell_{t-1,a-1} > 0$). Dans la version de leur modèle avec régime de retraite, les individus sont mis à la retraite d'office à 66 ans ($a = 46$) et reçoivent alors une pension $\Phi_{t,a}$ proportionnelle aux salaires passés (cf. Auerbach et Kotlikoff, 1987, p.150).

Lorsque la contrainte de temps n'est pas saturée, la condition du premier ordre associée à l'arbitrage intertemporel, qui peut être obtenue par Lagrangien ou équation de Bellmann, permet d'obtenir après quelques manipulations l'équation d'Euler suivante :⁴⁰

$$\frac{c_{t,a}}{c_{t-1,a-1}} = \left(\frac{1+r_t}{1+\rho} \right)^\kappa \left(\frac{1+\varkappa^\zeta w'_{t,a}{}^{1-\zeta}}{1+\varkappa^\zeta w'_{t-1,a-1}{}^{1-\zeta}} \right)^{\frac{\kappa-\zeta}{\zeta-1}}$$

Il reste à définir l'équation d'Euler en cas de saturation de la contrainte de temps ($1 - \ell_{t,a} = 1$). Auerbach et Kotlikoff (1987) introduisent ici un prix implicite du travail (ι_t) tel que $w'_{t,a} = w_{t,a}\varepsilon_a + \iota_t$ où $w_{t,a}\varepsilon_a$ désigne le salaire réel. Si l'individu est actif non retraité alors $\iota_t = 0$. S'il est retraité, $\iota_t > 0$ correspond à un multiplicateur de Kuhn et Tucker associé à la contrainte de temps et sa valeur est solution de l'équation $(\varkappa/(w_{t,a}\varepsilon_a + \iota_t))^\zeta c_{t,a} = 1$. Cette modélisation présente l'avantage de conserver une expression analytique unique pour chacune des deux conditions du premier ordre, que la contrainte de temps soit saturée ou non. Elle présente néanmoins l'inconvénient de contraindre à calculer ι_t . Nous y reviendrons *infra*.

Ceci complète la description du comportement optimal des ménages dans Auerbach et Kotlikoff (1987).

La fonction de production est une fonction CES standard de type qui s'écrit :

$$Y_t = \left[\alpha K_t^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha)L_t^{1-\frac{1}{\beta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$$

où L_t désigne le stock total d'heures travaillées au cours d'une période, défini comme le produit entre les effectifs employés et les temps de travail optimaux fournis par ces effectifs (*i.e.*, les $\ell_{t,a}$). Ainsi définie, l'évolution de L_t devient endogène dans le modèle car

⁴⁰ Cette expression est proche de celle obtenue dans le modèle avec marché du travail exogène dans la mesure où le ratio $\frac{1+\varkappa^\zeta w'_{t,a}{}^{1-\zeta}}{1+\varkappa^\zeta w'_{t-1,a-1}{}^{1-\zeta}}$ est toujours proche de 1. On rappelle que $\kappa = \sigma^{-1}$.

les $\ell_{t,a}$ sont endogènes. Cette fonction de production permet de calculer les demandes de facteurs et leurs prix optimaux compte tenu de l'offre de facteurs fournis par les ménages. L'agrégation est réduite ici à sa plus simple expression dans la mesure où elle ne consiste qu'à multiplier l'offre de capital et de travail par la part des effectifs d'une cohorte donnée au sein de la population totale.

Par rapport à la paramétrisation de notre modèle avec marché du travail exogène, seules les valeurs de deux nouveaux paramètres exogènes doivent être définies : la préférence relative pour le loisir (\varkappa) et l'élasticité de substitution entre la consommation et le loisir dans la fonction d'utilité instantanée (ζ).

La détermination de la préférence relative pour le loisir (\varkappa) s'effectue habituellement par calibration. Elle est fixée à un niveau tel que la fraction du temps disponible consacrée au travail à l'optimum est réaliste. Auerbach et Kotlikoff (1987) définissent cet ordre de grandeur réaliste comme étant égal à 40% du temps annuel disponible, ce qui équivaut selon leurs calculs à une durée hebdomadaire de travail d'environ 40 heures. L'élasticité de substitution entre la consommation et le loisir dans la fonction d'utilité instantanée (ζ) est quant à elle fixée à 0.8 par ces auteurs.

Ceci complète la description des principales caractéristiques du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987). Sans oublier l'apport très important de ce modèle à la littérature et à la modélisation de MEGGI à grande échelle, plusieurs critiques semblent néanmoins pouvoir être formulées à son encontre :

- la fonction de production utilisée par Auerbach et Kotlikoff (1987) ne prend pas en compte les gains de productivité globale des facteurs (PGF). L'hypothèse est retenue selon laquelle le progrès technique est nul. Cette hypothèse très restrictive et embarrassante est liée à la spécification de la fonction d'utilité instantanée. En présence de gains de productivité du travail et si le progrès technique est neutre au sens de Harrod, le niveau de consommation optimal augmente tendanciellement au cours du temps. Dans ce contexte, la contribution de la consommation $c_{t,a}$ à l'utilité instantanée $V_{t,a}$ serait d'autant plus élevée par rapport à celle du loisir ($\ell_{t,a} \in [0; 1]$) que l'individu est âgé. Elle serait aussi sensiblement plus importante pour un individu vivant à l'équilibre de long terme que pour un individu du même âge mais vivant en début de période de simulation.

Pour résoudre ce problème, Auerbach et Kotlikoff (1987) soulignent que la seule solution consisterait à faire varier le paramètre de préférence relative pour le loisir \varkappa au cours du temps. Cette option leur paraît implicitement délicate puisqu'ils l'écartent au profit de l'hypothèse de gains de PGF nuls.⁴¹ Cette hypothèse fragilise néanmoins significativement la portée des résultats du modèle. Les gains de PGF constituent une caractéristique essentielle de la dynamique des économies à long terme et de la problématique du financement

⁴¹ cf. Auerbach et Kotlikoff (1987), p.35 : "*Throughout the simulations presented in the following chapters, we (...) rule out the possibility of technological change. It is generally impossible to include such change without also assuming a continuous change in tastes; otherwise the result would be either an increasing or decreasing trend in labour force participation, which would lead in the long run to an absurd result.*"

des retraites par répartition.

- l'emploi d'un paramètre ι_t associé au salaire implicite pendant la période de retraite n'est pas d'une interprétation économique intuitive, au moins selon une perspective européenne, et complique sensiblement l'algorithme de convergence numérique du modèle.

Auerbach et Kotlikoff (1987) expliquent que ce prix implicite du travail pendant la période de retraite représente le surplus de salaire nécessaire pour qu'un retraité décide de revenir sur le marché du travail et occuper de nouveau un emploi. Cette argumentation est correcte d'un point de vue théorique. Elle est sans doute un peu artificielle du point de vue de la réalité du phénomène de la retraite qui n'est guère réversible dans les pays européens, et du marché du travail où le salaire par unité de travail efficient est le même pour tous les agents. Elle suggère l'existence d'un arbitrage implicite entre le travail et le loisir y compris chez les retraités. Calculée sur la base de cette argumentation peu intuitive ou en tout cas peu adaptée à la réalité européenne où le départ en retraite constitue une décision empiriquement non réversible, la valeur de ι_t n'en influence pas moins la trajectoire optimale de consommation définie par l'équation d'Euler. Elle a donc un impact sur l'accumulation du capital, le taux de croissance potentielle et l'ensemble des caractéristiques de l'équilibre macroéconomique.

Par ailleurs, l'emploi d'un prix implicite du travail ι_t en cas de saturation de la contrainte de temps fait obstacle à une définition analytique des trajectoires optimales de consommation et de loisir et contraint à une résolution numérique lourde. Pour le constater, il suffit de remarquer que la valeur des ι_t en cas de saturation de la contrainte de temps dépend de celle des $c_{t,a}$ dans la condition du premier ordre (i.e. $1 - \ell_{t,a} = 1 = \left(\frac{\kappa}{w_{t,a}e_a + \iota_t}\right)^\zeta c_{t,a}$). Dans ce contexte, il n'est pas possible d'obtenir une expression de $c_{t,0}$ en fonction des paramètres exogènes permettant de calculer les trajectoires optimales de consommation et de loisir.⁴² Les valeurs de ι_t doivent être calculées numériquement par *educated guess* et convergence progressive. Cette nécessité complique sensiblement la calibration du modèle sur le paramètre de préférence relative pour le loisir (κ) et surtout l'algorithme de convergence qui doit porter sur plusieurs vecteurs de variables (notamment le capital par tête).

- Auerbach et Kotlikoff (1987) supposent enfin que tous les individus d'une cohorte arbitrent entre travail et loisir. Cette hypothèse est assez peu réaliste dans la mesure où elle ne tient pas compte de l'existence au sein d'une cohorte de chômeurs, de retraités, voire de personnes ne participant pas au marché du travail et ne recevant aucune retraite.⁴³ De fait, ces catégories de population ont une offre de travail nulle. En d'autres termes, Auerbach et Kotlikoff (1987) font dans leur modèle l'hypothèse implicite d'une préférence pour le loisir sensiblement plus faible que ce qu'elle est dans la réalité.

⁴²Le problème est vu par Auerbach et Kotlikoff (1987) à la note de bas de page n°4 de la page 31 de leur ouvrage ("(...) Hence, one does not have a closed form solution for c_1 ").

⁴³Dans ce dernier cas, la consommation de ces individus est réputée financée, par exemple, par leur conjoint.

Apport des modèles avec offre de travail endogène dans les années 1990

Les MEGGI avec marché du travail endogène développés dans les années 1990 ont permis de solutionner le problème lié à l'absence de progrès technique dans Auerbach et Kotlikoff (1987) par le recours à une fonction d'utilité légèrement différente (Broer, Westerhout et Bovenberg, 1994 ; Chauveau et Loufir, 1995 ; Docquier, Liégeois, Loupias et Crettez, 2002). Pour une cohorte née ($a = 0$) à une année t , la fonction d'utilité dont il s'agit ici peut être écrite :

$$U_{t,0} = \frac{1}{1-\sigma} \sum_{j=0}^{\Psi_{t,0}} \left[\frac{1}{(1+\rho)^j} \left[\left((c_{t+j,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa (H_j(1-\ell_{t+j,j}))^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\sigma} \right]$$

où H_j désigne un nouveau paramètre qui est lié à l'âge de l'individu et dont le taux de croissance annuel est égal aux gains de productivité globale des facteurs (PGF). L'introduction de ce paramètre permet de stabiliser le rapport des contributions respectives au bien-être de la consommation et du loisir au cours de la vie d'une cohorte et en cas de gains de PGF non nuls. En effet, l'équation d'Euler suggère que le taux de croissance annuel de la consommation au cours de la vie est égal, à l'équilibre de long terme, à l'écart entre le taux d'intérêt r_t et le taux d'actualisation ρ , lui-même égal aux gains de PGF. Si la quantité de loisir est multipliée par un paramètre H_j augmentant au rythme de la PGF, la contribution du loisir au bien-être relativement à celle de la consommation est stabilisée.

Cette modélisation apporte une réponse simple et efficace à l'intuition d'Auerbach et Kotlikoff (1987). Ces auteurs évoquaient la possibilité de faire varier le paramètre de préférence relative pour le loisir \varkappa au cours du temps. Cette option est mise en oeuvre ici en multipliant \varkappa par $(H_j)^{1-\frac{1}{\zeta}}$.

Ce paramètre $(H_j)^{1-\frac{1}{\zeta}}$ est distinct du paramètre A_t représentatif du progrès technique dans la fonction de production. Le premier forme un vecteur identique pour toute cohorte quelque soit sa date de naissance (avec $H_0 = 1$).⁴⁴ La valeur du second est normalisée à 1 à l'année de base du modèle (i.e. $A_{1989} = 1$) et augmente d'année en année.

Une propriété intéressante de cette fonction d'utilité légèrement transformée est que l'équation d'Euler qui lui est associée est identique à celle du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987), en lien avec des simplifications intervenant dans les calculs intermédiaires. On a donc toujours comme condition du premier ordre pour l'arbitrage intertemporel :

⁴⁴Le niveau du paramètre H_j est sans impact sur le modèle dans la mesure où ce dernier est calibré sur le paramètre \varkappa de préférence relative pour le loisir de manière à obtenir une offre de travail réaliste. Seule importe la variation annuelle de H_j , qui est égale au progrès technique.

$$\frac{c_{t,j}}{c_{t-1,j-1}} = \left(\frac{1+r_t}{1+\rho} \right)^\kappa \left(\frac{1+\varkappa^\zeta w'_{t,j}{}^{1-\zeta}}{1+\varkappa^\zeta w'_{t-1,j-1}{}^{1-\zeta}} \right)^{\frac{\kappa-\zeta}{\zeta-1}}$$

En revanche, la condition du premier ordre associée à l'arbitrage intratemporel est modifiée. Si la contrainte de temps n'est pas saturée, on obtient :

$$1 - \ell_{t,j} = \left(\frac{\varkappa}{w'_{t,j}} \right)^\zeta \frac{c_{t,j}}{H_j}$$

Cette dernière expression suggère que l'introduction du paramètre H_j ne résout pas le problème évoqué des contributions relatives au bien-être de la consommation et du loisir entre différentes cohortes au cours du temps. Le côté droit de cette condition du premier ordre intègre en effet une tendance de long terme, à la baisse ou à la hausse selon que ζ est supérieur ou inférieur à 1. En cas de progrès technique non nul, H_j ne suit pas une tendance comme $c_{t,j}$ et $w'_{t,j}$ qui augmentent au cours du temps (t) au rythme des gains de PGF. H_j n'évolue qu'en fonction de l'âge j d'un individu au sein d'une cohorte. Il est constant pour des individus de même âge appartenant à des cohortes différentes.

Cette tendance (à la hausse ou à la baisse) du temps de travail optimal à l'équilibre de long terme est induite dans la mesure où elle se traduit dans le modèle par un temps de travail tendant asymptotiquement, à très long terme, vers 100% du temps disponible (ou 0, selon les cas).

Dans ce contexte, la seule solution pour que le temps de travail se stabilise à l'équilibre de long terme dans le modèle est de faire tendre ζ vers 1. Pour cette valeur de ζ , la fonction d'utilité instantanée tend vers une fonction Cobb-Douglas. Ce choix paraît incontournable pour stabiliser le temps de travail à long terme et obtenir ainsi une caractéristique souhaitable du modèle à l'équilibre.

D'un point de vue empirique, cette valeur unitaire pour l'élasticité de substitution intratemporelle semble en ligne avec celles déjà utilisées dans la littérature. Auerbach et Kotlikoff (1987) retiennent une valeur de 0.8 qui ne soulève pas de problème dans leur modèle où le progrès technique est nul.⁴⁵ Chauveau et Loufir (1995) utilisent une valeur de 1.2 mais il est difficile, à partir des données fournies, de savoir précisément si leur modèle souffre d'une tendance du temps de travail à l'équilibre de long terme. En revanche, les données plus précises fournies par Docquier *et al.* (2002) suggèrent que l'élasticité de substitution intratemporelle retenue, au demeurant très basse⁴⁶, fait obstacle à une stabilité du temps de travail à l'équilibre de long terme de leur modèle.

Au total, les MEGGI à marché du travail endogène développés dans les années 1990 ont permis de prendre en compte les gains de PGF. Cette innovation constitue un progrès

⁴⁵ cf. Ghez et Becker (1975).

⁴⁶ à savoir 0.2 en lien avec une étude économétrique sur données américaines (Beine *et al.*, 2000).

substantiel par rapport à Auerbach et Kotlikoff (1987). Ce progrès paraît requérir l'emploi d'une fonction d'utilité instantanée tendant vers une fonction de type Cobb Douglas. L'hypothèse qui lui est associée selon laquelle l'élasticité de substitution entre la consommation courante et le loisir courant est unitaire ne semble pas empiriquement infondée et paraît donc au final peu contraignante.

Certaines difficultés soulevées par la modélisation d'Auerbach et Kotlikoff (1987) demeurent néanmoins sans solution dans les MEGGI à marché endogène des années 1990 :

- ces modèles considèrent tous que l'ensemble des individus d'une cohorte arbitrent entre travail et loisir. Ils négligent ainsi l'impact du taux de participation sur l'équilibre général et sous-estiment donc la préférence pour le loisir.
- ils utilisent des salaires implicites ι_t dont l'interprétation économique est peu intuitive mais qui ont un impact direct sur la trajectoire optimale de consommation et sur l'équilibre général.
- la décision de départ à la retraite est exogène et intervient à un âge unique chez Broer *et al.* (1994), Chauveau et Loufir (1995), Docquier *et al.* (2002), ce qui ne permet pas de tenir compte de ce que les individus prennent, de fait, leur retraite à des âges assez variables au sein d'une même cohorte.

Au total, la résolution des MEGGI à marché du travail endogène des années 1990 demeure pour l'essentiel numérique. Elle est contrainte d'employer des algorithmes de résolution complexes avec *educated guesses* multiples. Ces modèles n'évitent donc pas le reproche de "boîte noire" évoqué à l'encontre du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (cf. Auerbach, 1998).

Certains problèmes liés aux inconvénients des modélisations évoquées peuvent trouver une solution dans l'utilisation d'une fonction d'utilité intertemporelle des ménages légèrement transformée. Tirant profit de la séparabilité intertemporelle de cette fonction, une possibilité consiste à distinguer deux catégories d'années dans la vie d'un ménage : les années actives et les années de retraite. Durant la période de retraite, le loisir est constant et maximal ($1 - \ell_{t,j} = 1$) et le ménage n'a plus aucune faculté de substituer du loisir à du travail (donc $\frac{1}{\zeta} \rightarrow 0$). Dans ce contexte, une fonction d'utilité envisageable peut s'écrire, pour une cohorte née ($a = 0$) à une année t :

$$U_{t,0} = \frac{1}{1 - \sigma} \left[\sum_{j=0}^{\psi_t - 1} \left[\frac{1}{(1+\rho)^j} \left[\left((c_{t+j,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa (H_j (1 - \ell_{t+j,j}))^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\sigma} \right] + \sum_{j=\psi_t}^{\Psi_{t,0}} \left[\frac{1}{(1+\rho)^j} [c_{t+j,j}]^{1-\sigma} \right] \right]$$

où ψ_t désigne l'âge exogène de départ à la retraite.⁴⁷ Durant sa période de retraite, le ménage maximise ici $[c_{t+j,j}]^{1-\sigma}$ et non $[c_{t+j,j} + \varkappa H_{t+j,j}]^{1-\sigma}$ en lien avec un souci de simplification des calculs sans impact sur les conditions du premier ordre car $\varkappa H_{t+j,j}$ est exogène.

Cette formulation a le mérite de traduire des intuitions économiques simples quant au comportement des ménages durant la période de retraite.⁴⁸ Surtout, elle permet de résoudre analytiquement le programme de maximisation des ménages, sans utilisation de prix implicites du travail. Elle laisse donc envisager une simplification sensible de l'algorithme de convergence du modèle vers l'équilibre général.

Néanmoins, l'expression analytique de la solution $c_{t,0}$ à partir de laquelle sont déduites les trajectoires optimales de consommation et de loisir est particulièrement lourde. La forme de l'équation d'Euler varie selon la période considérée (activité ou retraite), ce qui complique considérablement les calculs intermédiaires. L'expression de l'équation d'Euler est disponible sur demande. Elle occupe les trois quarts d'une page typographiée en LaTeX. Cette lourdeur reste gérable dans le contexte du scénario de réforme du régime de retraite associé à une hausse du taux de cotisations. Elle devient cependant excessive dans les deux autres scénarios caractérisés par une réoptimisation des 79 cohortes vivantes dans le modèle en 2005.

En outre, cette fonction d'utilité continue de reposer sur l'hypothèse implicite d'Auerbach et Kotlikoff (1987) selon laquelle tous les individus d'une cohorte arbitrent entre travail et loisir. Elle ne tient donc pas compte de l'existence au sein d'une cohorte de chômeurs, de retraités ou de personnes ne participant pas au marché du travail et ne recevant aucune retraite.

Pour ces différentes raisons, cette solution de modélisation n'a pas été retenue et une autre formulation du problème a été préférée.

2.2.2 Le modèle proposé : une spécification évitant le recours aux salaires implicites pendant la retraite

Le MEGGI à marché du travail endogène proposé ici tente d'apporter une réponse aux difficultés soulevées par les modélisations antérieures, dans le cadre des contraintes de modélisation requérant notamment de disposer d'une solution sous forme analytique. Cette contrainte répond bien au souhait de pouvoir étudier précisément les différents effets sur l'offre de travail liés aux réformes des retraites en équilibre général.

⁴⁷Plus précisément, ψ_t désigne l'âge de départ à la retraite diminué de 20 ans dans la mesure où $a = 0$ dans le cas d'un individu âgé de 20 ans.

⁴⁸Elle suppose que les temps de travail optimaux $(1 - \ell_{t,j})$ soient tous strictement positifs durant la période de vie active ($a < \psi$). Des développements *infra* présentant le MEGGI à marché du travail endogène finalement retenu suggèrent que cette hypothèse n'est pas restrictive du point de vue numérique.

La prise en compte d'un progrès technique non nul se traduit par l'utilisation d'une fonction d'utilité des ménages identique à celle des MEGGI à marché du travail endogène des années 1990.

Les autres difficultés évoquées sont très liées entre elles : hypothèses peu réalistes selon lesquelles tous les individus d'une cohorte arbitrent entre travail et loisir et partent à la retraite au même âge, utilisation de salaires implicites ι_t en cas de saturation de la contrainte de temps pendant la période de retraite. Elles sont liées à la modélisation d'une période de retraite pendant laquelle l'offre de travail est nulle dans un modèle de type cycle de vie avec consommation et offre de travail endogènes. Elles peuvent être résolues par l'utilisation de salaires implicites spécifiques pendant la période de retraite, dont on a vu qu'ils étaient économiquement assez peu réalistes et ne correspondaient pas exactement au principe d'existence d'un prix unique du travail efficient sur le marché du travail.

Ces difficultés peuvent être évitées dans une spécification du modèle qui distingue, au sein de chaque cohorte, une sous-cohorte d'individus salariés qui arbitrent entre travail et loisir, et une sous-cohorte d'individus non salariés dont l'offre de travail est nulle. Le partage d'une cohorte entre une sous-cohorte salariée et une sous-cohorte non salariée est définie de façon exogène.

L'idée de modélisation est alors la suivante. On modélise le comportement optimal de consommation d'un individu représentatif d'une cohorte entière (incluant les salariés et les non-salariés) en résolvant son programme de maximisation intertemporelle et où les temps de travail sont exogènes. Ces temps de travail exogènes sont calculés en résolvant préalablement le programme de maximisation d'un individu virtuel représentatif de la seule sous-cohorte de salariés. Cet individu ne part pas à la retraite et, comme on le montrera *infra*, ceci n'emporte aucune conséquence empirique préoccupante compte-tenu de la spécification du modèle.

Cette manière de modéliser comporte beaucoup d'avantages, détaillés *infra*. Elle permet notamment d'éviter l'utilisation de salaires implicites pendant la période de retraite, qui sont calculés numériquement, demeurent difficiles à expliquer à partir de l'intuition économique, mais n'en influencent pas moins les caractéristiques de l'équilibre général. En outre, notre spécification permet de prendre en compte le coût en bien-être associé à une augmentation de l'âge de la retraite et la décroissance de la quantité de loisir disponible sur le cycle de vie qui lui est associée.

Cette solution comporte naturellement des limites, qui nous apparaissent cependant moins problématiques que celles des modélisations recourant à des salaires implicites pour respecter la contrainte de temps pendant la période de retraite. La limite concerne la myopie de l'individu virtuel représentatif d'une sous-cohorte de salariés (cf. *infra*), qui est supposé, par hypothèse, ne pas prendre de retraite. Cette spécification, comme nous le verrons, n'emporte aucune conséquence pour l'âge de départ à la retraite de l'individu représentatif de l'ensemble de la cohorte. Mais elle a pour implication que l'offre de travail optimale de l'individu virtuel représentatif de la sous-cohorte de salariés ne tient pas

compte de l'existence d'une période de retraite. Cette caractéristique est à nouveau sans conséquence pour les résultats du modèle obtenus dans les scénarios avec âge de la retraite inchangé car elle ne modifie que les niveaux de variables⁴⁹, et non leur variation. Elle peut cependant ne pas capter tous les effets sur l'offre de travail des scénarios qui augmentent incrémentalement l'âge de départ à la retraite. Cette limite de la modélisation nous a paru acceptable, surtout au regard de ses avantages par rapport à l'emploi de salaire implicites et des résultats empiriques qui montrent au final la faiblesse des effets sur la croissance simulée de l'endogénéisation de l'offre de travail dans le modèle.

Les développements techniques qui suivent procèdent en deux temps. Dans un premier temps, on présente le programme de maximisation de l'individu virtuel représentatif de la sous-cohorte de salariés réputée travailler sur l'ensemble de son cycle de vie, et qui permet de calculer le stock optimal d'heures travaillées offert par la cohorte entière. Dans un second temps, on présente le programme de maximisation intertemporelle de l'individu représentatif d'une cohorte entière (incluant les salariés et les non-salariés).

Pour les motifs déjà évoqués, la fonction d'utilité intertemporelle est additivement séparable et la fonction d'utilité instantanée correspond à celle de Broer *et al.* (1994), Chauveau et Loufir (1995), Docquier *et al.* (2002). Pour une sous-cohorte de salariés née en t , elle s'écrit :

$$U_{t,0}^* = \frac{1}{1-\sigma} \sum_{j=0}^{\Psi_{t,0}} \left[\frac{1}{(1+\rho)^j} \left[\left((c_{t+j,j}^*)^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa (H_j(1-\ell_{t+j,j}^*))^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\sigma} \right]$$

où les indices * désignent l'appartenance à la sous-cohorte des actifs salariés qui arbitrent entre travail et loisir. La contrainte budgétaire intertemporelle de la sous-cohorte des actifs salariés, si elle est âgée de 20 ans ($a = 0$) à l'année t , s'écrit :

$$\ell_{t,0}^* \omega_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[\ell_{t+j,j}^* \omega_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] = c_{t,0}^* + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[c_{t+j,j}^* \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right]$$

où $\omega_{t,j} = w_t \varepsilon_j (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})$ désigne le revenu du travail net de cotisations sociales qui est égal au coût d'opportunité du loisir pour les salariés. Les conditions du premier ordre sont :

⁴⁹ et éventuellement la valeur du paramètre de préférence relative du loisir vis-à-vis de la consommation, sur laquelle est calibré le modèle et les niveaux de loisir moyens.

$$\frac{c_{t,j}^*}{c_{t-1,j-1}^*} = \left(\frac{1+r_t}{1+\rho} \right)^\kappa \left(\frac{1+\varkappa^\zeta \omega_{t,j}^{1-\zeta}}{1+\varkappa^\zeta \omega_{t-1,j-1}^{1-\zeta}} \right)^{\frac{\kappa-\zeta}{\zeta-1}}$$

$$1 - \ell_{t,j}^* = \left(\frac{\varkappa}{\omega_{t,j}} \right)^\zeta \frac{c_{t,j}^*}{H_j}$$

Quelques substitutions utilisant ces trois dernières expressions permettent d'obtenir le niveau initial de consommation $c_{t,0}^*$:

$$c_{t,0}^* = \frac{\omega_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[\omega_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right]}{1 + \varkappa_{t,0}^\zeta \omega_{t,0}^{1-\zeta} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[\Xi_{t+j,j} \left(1 + \varkappa_{t+j,j}^\zeta \omega_{t+j,j}^{1-\zeta} H_j^{-1} \right) \right]}$$

avec $\Xi_{t+j,j} = (1+\rho)^{-j\kappa} \left(\frac{1+\varkappa^\zeta \omega_{t+i,j}^{1-\zeta}}{1+\varkappa^\zeta \omega_{t,0}^{1-\zeta}} \right)^{\frac{\kappa-\zeta}{\zeta-1}} \prod_{i=1}^j (1+r_{t+i})^{\kappa-1}$. Ce niveau initial optimal

de consommation $c_{t,0}^*$ permet de calculer la trajectoire optimale de temps de travail de la sous-cohorte des salariés ($\ell_{t,j}^*$) en utilisant les deux conditions du premier ordre.

La deuxième condition du premier ordre montre que le temps de loisir optimal des salariés ($1 - \ell_{t,j}^*$) est négativement corrélé au paramètre de productivité individuelle (ε_j). Ce paramètre est défini de façon exogène dans le modèle en utilisant la fonction quadratique proposée par Miles (1999) (cf. 2.2). Avec l'âge, la valeur de ce paramètre décroît et se traduit par une augmentation du temps de loisir optimal avec l'âge toutes choses égales par ailleurs. Numériquement, la contrainte de temps des salariés ($\forall j, 0 < \ell_{t,j}^* < 1$) n'est cependant jamais saturée avec cette paramétrisation, car l'utilisation de la fonction quadratique standard de Miles (1999) reliant la productivité individuelle à l'âge implique que la sous-cohorte des seuls actifs salariés choisit toujours un temps de travail optimal non nul et ne part pas en retraite.

Cette propriété n'emporte aucune conséquence irréaliste ou incohérente pour les résultats du modèle. En effet, l'ensemble d'une cohorte (comportant $N_{t,j}$ individus) regroupe une sous-cohorte de salariés (d'effectifs $v_{t,j}N_{t,j}$ où $v_{t,j}$ désigne la fraction d'une cohorte qui bénéficie d'un travail salarié) et une autre sous-cohorte regroupant $(1 - v_{t,j})N_{t,j}$ individus dont l'offre de travail est réputée nulle.⁵⁰ Le partage entre salariés et non salariés est défini de façon exogène dans le modèle et ne résulte pas d'un arbitrage des ménages. L'inactivité ne traduit donc pas un choix optimal. Dans ce contexte, l'offre de travail de l'individu moyen représentatif d'une cohorte entière (notée $\ell_{t,j}$) est telle que :⁵¹

⁵⁰ On néglige ici l'existence de travailleurs indépendants.

⁵¹ Par exemple, si $v_{t,j} = 70\%$ des individus de la cohorte sont salariés et s'ils consacrent $\ell_{t,j}^* = 50\%$ de

$$1 - \ell_{t,j} = v_{t,j}(1 - \ell_{t,j}^*) + (1 - v_{t,j}) = 1 - v_{t,j}\ell_{t,j}^*$$

Cette spécification implique que les départs à la retraite au niveau de la cohorte entière sont définis de manière exogène et réaliste, comme chez Auerbach et Kotlikoff (1987), Broer *et al.* (1994), Chauveau et Loufir (1995), et Docquier *et al.* (2002). Plus spécifiquement, ils reflètent dans notre modèle la dynamique du paramètre $v_{t,j}$ associé aux effectifs salariés d'une cohorte. Selon les pays et les réformes des régimes de retraite envisagées, ce paramètre devient nul entre 65 et 75 ans.⁵² Dans la modélisation du comportement de l'individu moyen représentatif d'une cohorte, les temps de travail ($\ell_{t,j}^*$) pour des âges supérieurs à 65-75 ans sont pondérés par des valeurs de $v_{t,j}$ devenues nulles (car $1 - \ell_{t,j} = 1 - v_{t,j}\ell_{t,j}^*$). Ainsi l'âge moyen de départ à la retraite de l'individu représentatif de l'ensemble de la cohorte demeure tout à fait réaliste dans le modèle.⁵³

L'offre de travail optimale de la sous-cohorte des salariés ($\ell_{t,j}^*$) permet alors de calculer l'offre de travail de l'individu moyen représentatif de l'ensemble de la cohorte qui lui est associée ($\ell_{t,j}$).

Connaissant la valeur des $\ell_{t,j}$, la résolution du programme de maximisation de l'individu représentatif de la cohorte entière est significativement simplifiée. Elle est ramenée à la maximisation en $c_{t,j}$ de la fonction d'utilité intertemporelle calculée aux valeurs optimales de $\ell_{t,j}$. La forme de la fonction d'utilité intertemporelle de l'individu représentatif de la cohorte entière est identique à celle de la sous-cohorte des salariés. Pour une cohorte née en t , elle s'écrit :

leur temps disponible au travail, l'individu moyen représentatif de la cohorte entière consacre $\ell_{t,j} = 35\%$ au travail et $1 - \ell_{t,j} = 65\%$ de son temps au loisir.

⁵²Cet âge de 75 ans correspond à l'âge maximal de départ à la retraite dans le scénario japonais où l'âge moyen effectif de départ à la retraite atteint 71 ans en 2050. Dans la plupart des autres scénarios, l'âge maximal de départ à la retraite est inférieur à 70 ans.

⁵³L'autre possibilité de modélisation consistant à endogénéiser la décision de départ à la retraite à partir des seuls ($\ell_{t,j}^*$) soulèverait de nombreux problèmes. Dans la version de base du modèle d'Auerbach et Kotlikoff (1987), la décision de partir à la retraite intervient de façon endogène à l'âge j tel que ($\ell_{t,j}^* = 0$ et $\ell_{t-1,j-1}^* > 0$). Elle traduit en fait uniquement l'impact sur $\ell_{t,j}^*$ de la forme de la fonction $\varepsilon_j(j)$ liant la productivité d'un individu à son âge. Un individu ne part à la retraite dans ce contexte que si $\varepsilon_j(j)$ décline suffisamment pour que $\left(\frac{\varkappa}{w_{t,j}\varepsilon_j}\right)^{\zeta} c_{t,j}$ devienne égal à 1 et sature la contrainte de temps. L'âge de départ à la retraite peut alors être très élevé : après calibration du modèle sur le paramètre de préférence relative pour le loisir \varkappa permettant d'obtenir des temps de travail réalistes pour les 20-60 ans ; les $\ell_{t,j}$ ne deviennent nuls au-delà de 90 ans. Au total, il ne semble pas pertinent de déterminer un âge de départ à la retraite endogène à partir des ($\ell_{t,j}^*$). De fait, Auerbach et Kotlikoff (1987) imposent un âge exogène de départ en retraite fixé à 66 ans (p.150) dans la version de leur modèle avec régime de retraite. Dans notre modèle, les $\ell_{t,j}^*$ optimaux des salariés demeurent strictement positifs sur tout l'horizon de vie.

$$U_{t,0} = \frac{1}{1-\sigma} \sum_{j=0}^{\Psi_{t,0}} \left[\frac{1}{(1+\rho)^j} \left[\left((c_{t+j,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa (H_j(1-\ell_{t+j,j}))^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\sigma} \right]$$

Les valeurs optimales de $\ell_{t+j,j}$ sont connues et obtenues à partir des caractéristiques de l'arbitrage intratemporel de la sous-cohorte des salariés. La contrainte de temps ($\forall j, 0 \leq \ell_{t,j} \leq 1$) est toujours respectée pour l'individu représentatif de la cohorte entière car les paramètres démographiques exogènes $v_{t,j}$ s'annulent entre 60 et 70 ans. Etant donné que $1 - \ell_{t,j} = 1 - v_{t,j} \ell_{t,j}^*$, la variable $\ell_{t,j}$ tend en effet vers 0 au fur et à mesure que les $v_{t,j}$ tendent vers 0. Dans ce contexte, aucune difficulté liée au respect de la contrainte de temps n'apparaît si les $v_{t,j}$ s'annulent à un âge antérieur à celui pour lequel les $\ell_{t,j}^*$ deviennent nuls. Cette condition numérique est toujours respectée dans le modèle puisque la contrainte de temps des salariés n'est jamais saturée (*supra*). L'utilisation de salaires implicites durant la période de retraite n'est donc plus nécessaire.

Comme dans le MEGGI avec marché du travail exogène, les revenus totaux de l'individu moyen représentatif de la cohorte (notés $y_{t,j}$) sont une combinaison linéaire de ses différentes sources de revenus (travail salarié, indemnités chômage, pensions de retraite) où les coefficients de pondération correspondent à la structure de la cohorte par catégorie de population. La seule différence est que ces revenus tiennent compte désormais de l'offre de travail optimale de la cohorte :

$$\begin{aligned} y_{t,j} &= \ell_{t,j}^* w_t \varepsilon_j v_{t,j} (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P}) + \ell_{t,j}^* u w_t \varepsilon_j \mu_{t,j} + \Phi_{t,j} \\ &= \ell_{t,j} w_t \varepsilon_j (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P}) + \ell_{t,j} u w_t \varepsilon_j + \Phi_{t,j} \end{aligned}$$

Cette expression signifie que le revenu de l'individu représentatif de la cohorte ($y_{t,j}$) est une combinaison linéaire des différentes sources de revenus (salaires nets $\ell_{t,j}^* w_t \varepsilon_j v_{t,j} (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})$, indemnités chômage $\ell_{t,j}^* u w_t \varepsilon_j \mu_{t,j}$, retraites $\Phi_{t,j}$), pondérées par la structure démographique de la cohorte et les niveaux de temps de travail. On rappelle que w_t désigne le salaire réel brut par unité de travail efficient, $\tau_{t,U}$ le taux de cotisations sociales du régime d'assurance chômage, $\tau_{t,P}$ le taux de cotisations sociales du régime d'assurance vieillesse, $\mu_{t,j}$ la fraction de la cohorte représentée par l'individu moyen qui perçoit des indemnités chômage, et u le facteur de proportionnalité (égal à 50%) entre les indemnités chômage et le salaire brut reçu. $\Phi_{t,j}$ désigne la fraction des revenus de l'individu moyen correspondant à une pension de retraite.⁵⁴

L'âge de départ à la retraite (ψ_t) demeure exogène dans cette version du modèle. Une

⁵⁴ Si l'individu est âgé entre 50 ans et l'âge légal ouvrant droit à une retraite à taux plein ($50 \leq a+20 \leq \psi_t$), il reçoit une pension minorée d'une décote et égale à $\Phi_{t,j} = \ell_{t,j}^* p_t w_t \varepsilon_{\psi_t} \pi_{t,j} \left(1 - \frac{\psi_t - 20 - j}{100/6} \right)$. Les retraites n'étant pas indexées sur les salaires dans le modèle, la fraction des revenus de l'individu moyen correspondant

endogénéisation de la décision de départ à la retraite est possible mais complexe. Mahieu (2001) est un exemple rare de modèle d'équilibre général calculable avec générations imbriquées, temps de travail endogène et âge de départ en retraite endogène. Néanmoins le régime de retraite y est supposé beveridgien et verse en conséquence des retraites dont le montant ne dépend pas des contributions passées. Cette hypothèse correspond aux données belges sur lesquelles ce modèle est paramétré et permet de simplifier significativement la résolution du modèle (qui demeure néanmoins assez complexe). Cette hypothèse d'absence de lien entre montant des pensions et des contributions n'est pas satisfaisante pour la plupart des pays de l'OCDE, et en particulier en France. Dans le respect des contraintes de modélisation évoquées en 2.1, l'âge de départ en retraite demeure ici exogène mais son évolution sur la période de simulation est proche de celle qui est calculée de façon endogène par Mahieu (2001) sur données belges.⁵⁵

Avec ces notations, la contrainte budgétaire intertemporelle de la cohorte entière s'écrit (si elle est âgée de 20 ans ($a = 0$) en t) :

$$y_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[y_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] = c_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[c_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right]$$

Le côté gauche de cette expression est ici entièrement exogène pour l'individu moyen car les $\ell_{t,j}$ optimaux sont issus du calcul d'optimisation de la sous-cohorte des salariés. L'équation d'Euler est simplement $\frac{c_{t,j}}{c_{t-1,j-1}} = \left(\frac{1+r_t}{1+\rho} \right)^\kappa$ et permet d'obtenir l'expression de $c_{t,0}$:

$$c_{t,0} = \left[y_{t,0} + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[y_{t+j,j} \prod_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r_{t+i}} \right) \right] \right] / \left[1 + \sum_{j=1}^{\Psi_{t,0}} \left[(1+\rho)^{-j\kappa} \prod_{i=1}^j (1+r_{t+i})^{\kappa-1} \right] \right]$$

La trajectoire optimale intertemporelle de consommation de l'individu représentatif de la cohorte entière est déduite de la valeur de $c_{t,0}$ et de l'équation d'Euler. Peuvent alors être déduites les trajectoires optimales d'épargne ($s_{t,j} = y_{t,j} - c_{t,j}$) et d'accumulation du capital de chaque cohorte ($\Omega_{t,j} = (1+r_t)\Omega_{t-1,j-1} + s_{t,a}$ avec $\Omega_{t,0} = 0$) qui tiennent compte des évolutions des temps de travail optimaux $\ell_{t,j}$. Les intérêts perçus sur le capital correspondent aux taux d'intérêt d'équilibre du modèle et sont toujours supposés intégralement

à une pension de retraite reçue pour un âge $j > \psi_t$ est égale à $\Phi_{t,j} = \Phi_{t-1,j-1} \frac{\pi_{t,j}}{\pi_{t-1,j-1}}$. Voir présentation de la version du modèle avec marché du travail exogène (2.1.2) pour davantage de détails.

⁵⁵ Par ailleurs, l'endogénéisation de l'âge de départ en retraite dans un modèle d'équilibre général rend nécessaire la formulation d'hypothèses supplémentaires soulevant - comme toute hypothèse - un certain nombre d'interrogations. Dans le modèle de Mahieu (2001), elle nécessite en particulier la formulation d'une hypothèse de variation de l'intensité des préférences pour le loisir selon l'âge, qui est difficile à déterminer empiriquement et peut peser sur la robustesse du modèle vis-à-vis de sa paramétrisation.

capitalisés.

Ceci complète la description du comportement optimal des ménages de notre MEGGI avec marché du travail endogène.

Par rapport aux modélisations antérieures, notre modèle paraît plus réaliste car l'hypothèse est levée selon laquelle tous les individus d'une cohorte arbitrent entre travail et loisir. La structure d'une cohorte est plus précise car répartie en différents sous-groupes. Les départs à la retraite sont étalés dans le temps au sein de chaque cohorte en lien avec la trajectoire des $v_{t,j}$. Les solutions du modèle sont disponibles sous forme analytique. La procédure de convergence numérique (cf. *infra*) est sensiblement allégée.

Cette modélisation permet aussi de tenir compte du coût en bien-être associé à une hausse de l'âge de départ à la retraite. Dans le cas d'un maintien en activité d'individus qui seraient partis plus tôt en retraite en l'absence de réforme, le temps de loisir optimal moyen d'une cohorte (*i.e.*, $1 - v_{t,j} \ell_{t,j}^*$) diminue significativement par rapport au scénario de hausse des cotisations sociales. En effet, la chronique des paramètres de taux d'emploi par âge ($v_{t,j}$) est graduellement relevée car translatée vers des âges plus élevés à une vitesse de 1.25 années tous les 10 ans. Pour reprendre la distinction de Saez (2002), cette spécification permet donc de tenir compte à la fois du coût en bien-être associé à une augmentation "extensive" (et ici exogène) de la population active lié à l'évolution des taux de participation moyens par âge ($v_{t,j}$), mais aussi de son effet induit sur la dimension "intensive" de la population active associée au temps de travail moyen des salariés par unité de temps disponible ($\ell_{t,j}^*$).

La fonction de production du modèle avec marché du travail endogène est très proche de celle de la version avec marché du travail exogène :

$$Y_t = \left[\alpha K_t^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha) [A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t]^{1-\frac{1}{\beta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\beta}}}$$

où $\bar{\varepsilon}_t = \sum_a^{\max(a,t)} \varepsilon_a \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t}$ est un paramètre agrégé liant la productivité de la popula-

tion active en t à l'âge moyen des individus qui la compose⁵⁶ et $\mathcal{L}_t = \sum_a^{\max(a,t)} \ell_{t,a}^* \frac{v_{t,a} N_{t,a}}{L_t}$ le paramètre agrégé correspondant au temps de travail moyen pondéré de la population salariée à une année donnée. Avec ces notations, $\mathcal{L}_t L_t$ correspond au nombre total d'heures travaillées au cours de l'année. $A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t$ correspond au stock total d'heures de travail efficient effectuées au cours de l'année. L'offre de travail qui lui est associée est endogène dans la mesure où les $\ell_{t,a}^*$ (donc \mathcal{L}_t) sont endogènes. L'influence de politiques sur le marché du travail qui modifient les taux de participation peut être prise en compte par l'intermédiaire des $v_{t,a} N_{t,a}$.⁵⁷ Par construction, le modèle calcule l'impact de ces politiques sur le temps

⁵⁶ Voir 2.1.2. On rappelle que $\varepsilon_a(a)$ est une fonction liant la productivité d'un salarié à son âge.

⁵⁷ Comme dans la version avec marché du travail exogène, les fluctuations de court terme liées notamment

de travail optimal.

Les expressions analytiques des prix des facteurs de production à l'optimum sont inchangées par rapport à la version avec marché du travail exogène.⁵⁸

Le bloc d'agrégation du modèle est comparable à celui du modèle avec marché du travail exogène. L'offre agrégée de capital est égale à : $W_t = \sum_a \Omega_{t,a} N_{t,a}$ avec $\Omega_{t,a} = (1 + r_t)\Omega_{t-1,a-1} + y_{t,a} - c_{t,a}$. Elle est normalisée à 1 à l'année de base (i.e. 1989). L'offre agrégée de travail des ménages correspond à la somme sur toutes les cohortes du produit des effectifs employés par leur nombre d'heures efficaces travaillées, soit $A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t$. Elle est normalisée à 1 à l'année de base du modèle (i.e. 1989).

La convergence vers l'équilibre général du modèle est légèrement différente dans le contexte d'un marché du travail endogène que dans la version initiale du modèle. La convergence numérique porte ici sur les vecteurs d'offre et de demande de capital *par unité de travail efficient*, soit $(\frac{K_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t})$. Dans la version initiale du modèle la convergence porte sur le seul vecteur de stock de capital, l'offre de travail étant exogène (cf. 2.1.2).⁵⁹

Les deux nouveaux paramètres exogènes par rapport à la version standard du modèle sont l'élasticité de substitution entre la consommation et le loisir (ζ) et le paramètre de

à un ajustement progressif des prix sont négligées et les taux de chômage par groupe d'âge demeurent constants à leur niveau structurel supposés atteints en 2000, année durant laquelle l'*output gap* est proche de 0 dans la plupart des principaux pays de l'OCDE.

⁵⁸ Le taux d'intérêt d'équilibre est donc toujours égal à $r_t = \alpha k_t^{\frac{1}{\beta}} \left(\alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} + (1-\alpha) \right)^{\frac{1}{\beta-1}}$ et le salaire d'équilibre par unité de travail efficient à $w_t = A_t (1-\alpha) \left(\alpha k_t^{1-\frac{1}{\beta}} + 1 - \alpha \right)^{\frac{1}{\beta-1}}$, avec désormais $k_t = \frac{K_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t}$ le stock de capital par heure de travail efficient.

⁵⁹ La procédure de convergence est la suivante. Un *educated guess* de vecteur de capital par unité de travail efficient demandé par les entreprises est choisi $\left(\left(\frac{W_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t} \right)_d \right)$. Il permet de calculer les prix des facteurs de production r_t et w_t , puis successivement les variables $\ell_{t,a}^*$, \mathcal{L}_t , $\ell_{t,a}$, $y_{t,a}$, $c_{t,a}$, $s_{t,a}$ et W_t . On obtient ainsi un vecteur $\left(\frac{W_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t} \right)_s$ d'offre de capital des ménages par unité de travail efficient qui reflète leurs comportements d'optimisation. Suivant la démarche de Gauss et Seidel, on fait alors converger numériquement $\left(\frac{W_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t} \right)_d$ et $\left(\frac{W_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t} \right)_s$ pour atteindre l'équilibre général du modèle. Cet équilibre est par nature dynamique : la modification d'une variable d'équilibre (taux d'intérêt ou salaire) à une année donnée modifie les comportements optimaux de toutes les cohortes vivantes à cette année et donc les conditions de l'équilibre de toutes les autres années du modèle. Pour un coefficient donné de convergence $\Delta > 0$, $\left(\frac{W_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t} \right)_d$ et $\left(\frac{W_t}{A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t} \right)_s$ sont calculés de façon à ce que sur une période donnée de convergence (ici 1989-2080), la relation suivante soit respectée avec $\Delta \rightarrow 0$: $0 < \max \left| \frac{(W_t / (A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t))_d}{(W_t / (A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t))_s} - 1 \right| < \Delta$. En pratique on a utilisé $\Delta = 0.005$. Des valeurs inférieures de Δ ne modifieraient les résultats du modèle que dans une mesure négligeable. Une fois la convergence numérique obtenue, le vecteur de capital par unité de travail efficient obtenu définit un couple de vecteur de prix optimaux (r_t, w_t) qui est associé aux vecteurs d'équilibre $W_t = K_t$ et $(A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t)_s$ et $(A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t)_d$. Les marchés du capital et du travail étant équilibrés, la loi de Walras assure que le marché des biens est aussi équilibré. Ce dernier résultat est vérifiable dans le modèle car les égalités de comptabilité nationale sont respectées (investissement = épargne et valeur ajoutée = somme de la rémunération des facteurs de production).

préférence du loisir relativement à la consommation (\varkappa). Pour les motifs invoqués plus haut, la valeur de l'élasticité de substitution entre la consommation et le loisir dans la fonction d'utilité instantanée (notée ζ) tend vers 1.⁶⁰

La valeur du paramètre \varkappa d'intensité de préférence du loisir relativement à la consommation est fixée à $\varkappa = 0.25$. Cette valeur est unique pour tous les scénarios et tous les pays. La finalité du modèle est en effet d'étudier l'impact économique de différents rythmes de vieillissement, toutes choses égales par ailleurs et donc à paramètre \varkappa constant.⁶¹

Le choix de la valeur de calibration du paramètre d'intensité de préférence relative pour le loisir constitue un problème délicat, notamment dans le contexte des MEGGI à marché du travail endogène.⁶² En la matière, il n'existe probablement pas de solution idéale, d'autant moins que la valeur de \varkappa est liée à la forme de la fonction d'utilité instantanée.

Examinant les conditions de transition entre activité et inactivité, Sédillot et Walraet (2002) utilisent une fonction d'utilité identique à la nôtre. Ces auteurs suggèrent d'utiliser pour \varkappa des valeurs comprises entre 0.07 et 0.21 selon le degré de complémentarité dans la

⁶⁰ En pratique, elle est égale à 1.00001. On rappelle qu'à l'équilibre de long terme du modèle, le paramètre $\ell_{t,a}^*$ est constant si et seulement si $\varkappa_{t,a}^{-\zeta} c_{t,a}$ est constant, ce qui suggère une valeur de ζ tendant vers 1. La stabilité de l'arbitrage travail / loisir constitue une caractéristique très souhaitable de l'équilibre de long terme du modèle. Cf. Auerbach et Kotlikoff (1987) (p.35).

⁶¹ On vérifie que pour $\varkappa = 0$, la version du MEGGI avec temps de travail endogène correspond au modèle avec marché du travail exogène du chapitre 2.

⁶² Auerbach et Kotlikoff (1987) et, à leur suite, Miles (1999), recourent à une méthode qui n'est pas sans soulever de problème. Ils suggèrent de déterminer \varkappa de manière à ce que la valeur moyenne induite pour les $\ell_{t,a}^*$ soit proche de 40%. Ce niveau correspond à la fraction du temps disponible annuel (5000 heures selon ces auteurs) qu'un employé travaillant 40 heures par semaine consacre à son activité. La notion de temps disponible est utilisée pour tenir compte des activités incompressibles (sommeil, nourriture, toilette...). Elle présente l'inconvénient de ne pouvoir faire l'objet que d'une définition dont le caractère relativement arbitraire jette une ombre sur le niveau présumé optimal des $\ell_{t,a}^*$ et donc sur celui de \varkappa . En outre, cette méthode ne prend pas en compte l'impact que peut avoir le niveau choisi pour \varkappa sur le niveau des autres variables du modèle (le stock de capital par tête par exemple) qui doit rester réaliste. La portée de cet inconvénient demeure limitée dans la mesure où l'intérêt des MEGGI pour analyser l'effet du vieillissement réside dans leur dynamique, laquelle est robuste comme on l'a montré dans la section 2.1. La valeur retenue par Auerbach et Kotlikoff (1987) est de $\varkappa = 1.5$, un niveau supérieur à 1 qui paraît peu intuitif et traduit peut-être l'absence de paramètre H_a dans la fonction d'utilité instantanée de leur modèle.

Broer *et al.* (1994) procèdent différemment en faisant varier ce paramètre \varkappa au cours de la vie d'un individu selon un taux d'augmentation constant de 2.5% qui s'ajoute à la croissance annuelle de 2% du paramètre H_a dans la fonction d'utilité. Ces auteurs ne fournissent pas de justification de cette méthode dont l'intuition ne semble pas aisée à discerner.

Plus directement, Chauveau et Loufir (1995) calibrent leur modèle sur le paramètre de préférence relative et le taux d'actualisation des ménages pour parvenir à reproduire les niveaux observés à l'année de base du modèle. Cette méthode appelle les mêmes objections que celles évoquées dans la section 2.1 au sujet d'une calibration du modèle sur un paramètre comportemental (ici, l'aversion au risque). Chauveau et Loufir (1995) ne réussissent leur calibrage qu'en distinguant deux niveaux de préférence relative pour le loisir en fonction de l'âge (0.55 pour les 21 à 40 ans et 0.792 pour les 41 à 90 ans), ce qui est naturellement discutable - et en tout cas non discuté par les auteurs.

Docquier *et al.* (2002) ne fournissent pas la valeur utilisée pour le niveau utilisé pour \varkappa dans leur modèle.

préférence pour le loisir de deux conjoints. Tenant compte de cette évaluation microéconomique directe, nous cherchons une valeur de \varkappa qui se traduise par un niveau moyen des $\ell_{t,a}^*$ suffisamment réaliste pour les individus âgés de 20 à 60 ans sur la période de projection. Sur la base des temps de travail hebdomadaires moyens⁶³, du nombre de semaines de congés payés et de week-ends dans les quatre pays étudiés, on peut calculer que le niveau moyen des $\ell_{t,a}^*$ associé à $\varkappa = 0.25$ correspond à un temps quotidien disponible pour le travail de 8 heures 40 minutes en moyenne.⁶⁴ Les calculs d'Auerbach et Kotlikoff (1987) impliqueraient un temps réellement disponible pour le travail de 10 heures par jour. Compte-tenu du caractère assez arbitraire de leurs hypothèses et du fait qu'une valeur de $\varkappa = 0.25$ est en ligne avec d'autres travaux microéconomiques avec estimation directe, nous estimons que cet écart est acceptable. Nous retenons donc dans tout ce qui suit $\varkappa = 0.25$. La sensibilité des résultats du modèle à ce paramètre de calibration est examinée *infra*.

La portée empirique du choix de la valeur de \varkappa reste limitée dans la mesure où les tests de robustesse suggèrent que la dynamique du MEGGI n'est pas sensiblement influencée par des variations raisonnables de la valeur de ce paramètre.

Les scénarios de réforme du régime de retraite envisagés sont les mêmes que ceux étudiés dans la version du modèle avec offre de travail exogène. Quelques formules analytiques doivent cependant être modifiées pour tenir compte des temps de travail optimaux. Pour l'ensemble des scénarios envisagés, le calcul des pensions de retraites devient :

$$(t) \left\{ \begin{array}{l} [50 > a + 20] \rightarrow [\Phi_{t,a} = 0] \\ [50 \leq a + 20 \leq \psi_t] \rightarrow \left[\Phi_{t,a} = \max \left(\ell_{t,a}^* p_t w_t \varepsilon_{\psi_t} \pi_{t,a} \left(1 - \frac{\psi_t - 20 - a}{100/6} \right); 0 \right) \right] \\ [\psi_t < a + 20] \rightarrow \left[\Phi_{t,a} = \Phi_{t-1,a-1} \frac{\pi_{t,a}}{\pi_{t-1,a-1}} \right] \end{array} \right.$$

où on rappelle que $\Phi_{t,a}$ désigne la fraction des revenus de l'individu moyen correspondant à une pension de retraite, w_t le salaire réel brut par unité de travail efficient, p_t le taux de remplacement brut du régime par répartition, $\pi_{t,a}$ la fraction de la cohorte qui est à la retraite et perçoit une pension, ψ_t l'âge légal de départ à la retraite ouvrant droit au taux plein. Si l'individu est âgé entre 50 ans et l'âge légal ouvrant droit à une retraite à taux plein ($50 \leq a + 20 \leq \psi_t$), il reçoit une pension minorée d'une décote et égale à $\Phi_{t,j} = \ell_{t,a}^* p_t w_t \varepsilon_{\psi_t} \pi_{t,a} \left(1 - \frac{\psi_t - 20 - a}{100/6} \right)$. Les retraites n'étant pas indexées sur les salaires dans le modèle, la fraction des revenus de l'individu moyen correspondant à une pension de retraite reçue pour un âge $a > \psi_t$ est égale à $\Phi_{t,a} = \Phi_{t-1,a-1} \frac{\pi_{t,a}}{\pi_{t-1,a-1}}$.

Dans les scénarios 2 à 4, l'ensemble d'information des ménages est modifié en 2005. La

⁶³soit 37.2 heures en France, 37.1 heures en Allemagne, 38.9 heures aux Etats-Unis en moyenne par semaine (source : OCDE) et 37.7 heures au Japon (source : administration japonaise).

⁶⁴Les jours chômés ne sont pas pris en compte dans ce calcul. Ces 8 heures 40 prennent implicitement en compte le temps de transport.

redéfinition des trajectoires optimales de temps de travail et de consommation pour chaque cohorte vivante tient compte du capital déjà accumulé à cette date (i.e., $(1+r_{2005})\Omega_{2004,a-1}^*$). Le nouveau niveau optimal $c_{2005,a}^*$ de la sous-cohorte des salariés vérifie ainsi :

$$c_{2005,a}^* = \frac{(1+r_{2005})\Omega_{2004,a-1}^* + \omega_{2005,a} + \sum_{j=a+1}^{\Psi_{2005-a,0}} \left[\omega_{2005+j-a,j} \prod_{i=a+1}^j \left(\frac{1}{1+r_{2005+i-a}} \right) \right]}{1 + \varkappa \omega_{2005,a}^{1-\zeta} H_a^{-1} + \sum_{j=a+1}^{\Psi_{2005-a,0}} \left[\Xi_{2005+j-a,j} \left(1 + \varkappa \omega_{t+j-a,j}^{1-\zeta} H_j^{-1} \right) \right]}$$

avec $\Xi_{2005+j-a,j} = (1+\rho)^{-j\kappa} \left(\frac{1+\varkappa \omega_{t+j-a,j}^{1-\zeta}}{1+\varkappa \omega_{t,a}^{1-\zeta}} \right)^{\frac{\kappa-\zeta}{\zeta-1}} \prod_{i=a+1}^j (1+r_{t+i-a})^{\kappa-1}$. Cette valeur est

telle que la somme actualisée des revenus futurs est égale à la somme actualisée des flux de consommation futurs, à compter de la date de mise en oeuvre de la réforme.

Dans le scénario 1, l'augmentation du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$) se traduit par un impact direct sur le coût d'opportunité du loisir, l'offre de travail des salariés et la consommation de la cohorte entière.

Dans les scénarios 2 à 4, les réformes paramétriques modifient le revenu permanent des cohortes vivantes en 2005, et donc le niveau de l'épargne optimale et l'offre optimale de capital, influant ainsi sur les prix relatifs des facteurs de production, le coût d'opportunité du loisir et l'offre de travail optimale des effectifs salariés, puis sur le revenu de la cohorte entière et son offre optimale de capital. Compte-tenu de la spécification du modèle, l'ensemble de ces effets est calculé de façon entièrement analytique au cours de la convergence numérique qui ne porte que sur les vecteurs de capital par tête ($W_t/(A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t)_d$ et $(W_t/(A_t \bar{\varepsilon}_t \mathcal{L}_t L_t))_s$).

Enfin, le taux de remplacement d'équilibre devient endogène dans les scénarios 2 et 4. Sa valeur est calculée selon la formule itérative suivante :

$$p_t = \frac{\bar{\tau}_{t,P} \sum_{a=0}^{\max(a,t)} \ell_{t,a}^* w_t \varepsilon_a v_{t,a} \chi_{t,a} - \sum_{a=x+1}^{\max(a,t)} p_{t+x-a} \varepsilon_{\psi_{t+x-a}} w_{t+x-a} \ell_{t+x-a,\psi_{t+x-a}}^* \pi_{t,a} \chi_{t,a}}{w_t \varepsilon_{\psi_t} \sum_{a=30}^x \left[\max \left(1 - \frac{\psi_t - 20 - a}{100/6}; 0 \right) \pi_{t,a} \chi_{t,a} \ell_{t,a}^* \right]}$$

avec $x = \psi_t - 20$ et où $\max(a,t)$ désigne l'âge de la cohorte la plus âgée à l'année t . La première partie du numérateur correspond aux recettes du régime de retraite, et la seconde partie aux dépenses du régime de retraite en faveur des ménages ayant dépassé l'âge ouvrant droit au taux plein (ψ_t) et qui sont calculées en utilisant les taux de remplacement

des années antérieures (p_{t+x-a}). Le dénominateur correspond aux dépenses du régime de retraite en faveur des ménages n'ayant pas encore atteint l'âge ouvrant droit au taux plein (ψ_t). Leur calcul utilise le taux de remplacement de l'année en cours (p_t). Enfin, $\bar{\tau}_{t,P}$ correspond au taux de cotisations sociales du régime de retraite qui est maintenu constant à partir de 2005.

2.2.3 Résultats : des effets distorsifs des réformes sur l'offre de travail compensés par l'influence favorable du *capital deepening*

Les figures 2.18 à 2.21 présentent les résultats obtenus pour la France, les Etats-Unis, le Japon, et l'Allemagne dans le MEGGI avec offre de travail endogène. L'écart avec les résultats de la version de base du MEGGI (2.1) est exclusivement imputable à l'endogénéisation du temps de travail et à ses effets sur les caractéristiques de l'équilibre général.

L'endogénéisation de l'offre de travail ne modifie pas sensiblement la trajectoire des variables macroéconomiques dans le modèle. Les résultats du MEGGI avec offre de travail endogène montrent en particulier que le vieillissement se traduirait par un impact favorable significatif mais modéré sur la dynamique du temps de travail optimal moyen. De nombreuses similitudes apparaissent avec les résultats du modèle avec marché du travail exogène décrit en 2.1. Le vieillissement se traduit toujours par un redressement de l'intensité capitaliste de l'économie, particulièrement sensible dans le scénario 2 associé à la constitution d'une épargne privée en vue de la retraite. L'ensemble des analyses relatives aux résultats du MEGGI à marché du travail exogène demeure globalement valable dans cette version avec temps de travail endogène.⁶⁵

Par rapport à la version du modèle avec offre de travail exogène, l'endogénéisation de l'offre de travail se traduit néanmoins par deux nouveautés substantielles : l'existence d'une discontinuité en 2005 dans le profil du stock total d'heures efficaces travaillées (soit l'offre de travail optimale) et l'évolution endogène du temps de travail au cours du temps à partir de 2006.

La première nouveauté substantielle apportée par l'endogénéisation du temps de travail consiste dans l'existence d'une discontinuité de l'offre de travail optimale en 2005. Dans tous les cas, cette discontinuité se traduit par une baisse instantanée du temps de travail optimal. Ce repli instantané est plus important (de l'ordre de 2%) dans le scénario avec repli du taux de remplacement (scénario 2) que dans les réformes augmentant l'âge de départ à la retraite (scénarios 3 et 4)

⁶⁵ Le niveau d'équilibre du taux de cotisations sociales est nécessairement un peu différent entre les deux versions du MEGGI. Dans le modèle à offre de travail endogène, le taux de cotisations sociales assure l'équilibre entre dépenses et recettes du régime, lesquelles recettes sont perçues sur les offres de travail respectives des sous-cohortes de salariés. Ces offres de travail diffèrent d'une cohorte à l'autre pour une année donnée. L'existence de cet effet de structure se traduit naturellement par l'existence d'un écart à l'année de base entre le taux de prélèvements obligatoires dans la version à marché du travail endogène et ce même taux dans la version à offre de travail exogène.

L'ajustement du temps de travail optimal au moment de l'annonce non anticipée des réformes en 2005 est liée à la réoptimisation des cohortes à anticipations parfaites :

- dans les scénarios 3 et 4 associés à un redressement progressif de l'âge de départ à la retraite, le *capital deepening* et l'accélération future des salaires bruts sont plus modérés qu'attendus avant l'annonce de la réforme. Toutes choses égales par ailleurs, ces deux évolutions pèsent sur les salaires réels futurs, le revenu permanent et le niveau optimal de consommation en 2005. Dans le même temps, le redressement futur du taux de cotisations sociales est sensiblement plus contenu que dans le scénario initialement anticipé, ce qui se traduit par une influence favorable sur le revenu permanent et la consommation optimale en 2005. L'effet net de ces deux mécanismes sur le temps de travail varie selon les pays. Il est légèrement défavorable en France, au Japon et en Allemagne; et pratiquement nul aux Etats-Unis, en lien avec un vieillissement démographique plus limité dont les effets macroéconomiques sont donc plus contenus que dans les trois autres pays étudiés.

- dans le scénario 2, l'annonce d'une baisse future du taux de remplacement se traduit pour les salariés par l'anticipation d'un *capital deepening* futur sensiblement plus important qu'initialement prévu. L'accélération attendue du salaire brut par unité de travail est désormais plus vigoureuse. Comme le taux de cotisations sociales est gelé à son niveau de 2005, l'accélération du salaire net est aussi plus forte qu'anticipé. A temps de travail donné, le redressement du revenu permanent des cohortes vivantes en 2005 se traduit par un ajustement à la hausse du niveau de consommation optimale. La condition du premier ordre suggère qu'à ce surcroît de consommation optimale est associé un surcroît de loisir optimal et un repli immédiat de l'offre de travail.⁶⁶ Le repli du stock d'heures de travail au moment de l'annonce de la réforme est de l'ordre de -2% en moyenne. Il est un peu plus important en France (cf. figure 2.18). Cette baisse instantanée du temps de travail a un effet immédiat à la hausse sur le capital par unité de travail efficiente.

La seconde nouveauté substantielle apportée par l'endogénéisation du temps de travail consiste dans le redressement modéré du temps de travail moyen pondéré à partir de 2006, observable dans tous les scénarios et pays considérés. Dans les scénarios 1, 3 et 4, cette augmentation demeure contenue - de l'ordre de 1% au maximum à l'horizon 2050. La hausse serait plus importante dans le scénario 2 avec baisse du taux de remplacement (environ +2% en moyenne sur la période 2006-2050). Dans tous les cas, ce redressement traduit l'impact du vieillissement sur l'offre de travail des salariés exprimée en stock d'heures efficientes.

Les mécanismes à l'oeuvre dans le modèle peuvent être analysés à l'aide de la condition intratemporelle du premier ordre. Pour les besoins de notre propos, celle-ci peut être réécrite de la manière suivante : $1 - \ell_{t,a}^* = \frac{c_{t,a}^*}{w_t^*} \varepsilon_a^{-\zeta} (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})^{-\zeta} (\chi^\zeta H_a^{-1})$

Trois mécanismes interviennent dans le modèle qui influencent la dynamique du temps de travail optimal agrégé à compter de 2006 :

⁶⁶ On a en effet $1 - \ell_{t,a}^* = \left(\frac{\chi}{\omega_{t,a}}\right)^\zeta \frac{c_{t,a}^*}{H_a}$. Le redressement conjoint de la consommation et du loisir n'est possible ici que parce que le surcroît de revenu permanent en 2005 n'est pas anticipé par les ménages.

- le vieillissement de la population se traduit par un impact défavorable sur la valeur moyenne de $\frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta}$ et donc, toutes choses égales par ailleurs, sur le temps de loisir des salariés. Le *capital deepening* associé au vieillissement se traduit en effet par une accélération du salaire brut (w_t) dont le taux de croissance annuel reste supérieur à sa valeur de long terme - égale aux gains de PGF (soit 1.5%) - jusqu'en 2030 environ. Le taux de croissance de la consommation reste sur cette période légèrement inférieur à cette valeur de 1.5% par an. Dans l'équation d'Euler du modèle, le deuxième membre à droite - à savoir $\left(\frac{1+\kappa^\zeta w_{t,a}^{1-\zeta}}{1+\kappa^\zeta w_{t-1,a-1}^{1-\zeta}}\right)^{\frac{\kappa-\zeta}{\zeta-1}}$ - est en effet toujours proche de 1 (car ζ tend vers 1 dans le modèle). Par conséquent, le taux de croissance de la consommation est toujours proche de $r_t - \rho$ durant la phase de vieillissement. Or cet écart est inférieur à 1.5% pendant la période de transition démographique en lien avec le *capital deepening* et le fléchissement associé du taux d'intérêt. Au total, le vieillissement se traduit par un repli graduel du ratio $\frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta}$ sur les premières décennies de la projection. Toutes choses égales par ailleurs, cette tendance pèse sur le temps de loisir optimal $1 - \ell_{t,a}^*$.

- l'impact du vieillissement sur la valeur de $\varepsilon_a^{-\zeta}$ (avec $\zeta > 0$) et par conséquent sur le temps de loisir est aussi défavorable dans la mesure où l'augmentation graduelle de l'âge moyen de la main d'oeuvre se traduit par une pondération croissante des âges auxquels ε_a atteint sa valeur maximale (entre 40 et 50 ans).

- le redressement des taux de cotisations sociales dans les scénarios 1 et 3 se traduit en revanche par un effet distorsif sur l'offre de travail qui est favorable au temps de loisir des salariés ($1 - \ell_{t,a}^*$). L'augmentation de $(1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})^{-\zeta}$ diminue le coût d'opportunité du loisir et donc le temps de travail. Cette baisse du coût d'opportunité du loisir limite les impacts défavorables sur l'offre de travail liées aux variables $\frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta}$ et $\varepsilon_a^{-\zeta}$. Cette diminution du coût d'opportunité du loisir qui reflète un alourdissement des prélèvements obligatoires est à son tour limitée par ces mêmes effets du vieillissement sur le temps de travail (via $\frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta}$ et $\varepsilon_a^{-\zeta}$) : en effet, ces deux impact favorables sur le temps de travail moyen agrégé limitent le redressement du taux de cotisations sociales nécessaire au maintien de l'équilibre financier du régime de retraite.

L'effet net global du vieillissement sur le temps de travail moyen est au total légèrement favorable sur la période 2006-2050.

- dans les scénarios 3 et 4 avec redressement de l'âge de départ à la retraite, la dynamique du temps de travail est légèrement plus favorable qu'en cas de réforme augmentant le taux de cotisations sociales (scénario 1). L'intensité du *capital deepening* et l'impact associé de $\frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta}$ sur le temps de travail sont proches dans ces deux scénarios. En revanche, le redressement du taux de taxe $(1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})^{-\zeta}$ et son impact défavorable sur le temps de travail est plus limité en cas d'augmentation de l'âge de la retraite.

- l'impact du vieillissement sur le temps de travail est relativement plus important dans le scénario 2 avec baisse du taux de remplacement et développement d'une épargne privée en vue de la retraite. Cette réforme se traduit par un *capital deepening* plus sensible et gèle le taux de taxe après 2005. L'effet favorable sur le temps de travail associé à l'évolution de $\frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta}$ est donc relativement plus élevé alors que celui de $(1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})^{-\zeta}$ est nul.

Conséquence de ces impacts sur le temps de travail optimal agrégé, l'endogénéisation de l'offre de travail modifie la dynamique du capital par tête⁶⁷ dans le modèle par rapport à la version antérieure. En premier lieu, elle déclenche des évolutions du temps de travail optimal moyen. Mais l'endogénéisation se traduit aussi par des effets sur le niveau de l'offre de capital. Un surcroît d'heures travaillées génère un surcroît de revenus du travail : une augmentation de l'offre de travail se traduit toutes choses égales par ailleurs - et notamment à taux d'épargne inchangé - par un redressement du niveau de l'offre de capital des ménages.

L'impact de l'endogénéisation de l'offre de travail sur le taux d'épargne agrégé dans le modèle est complexe. Il traduit l'impact de nombreux effets, notamment des effets de structure liés aux différences de temps de travail entre différentes cohortes pour une année donnée, et l'impact de ces effets de structure sur la formation de l'équilibre général agrégé intertemporel.

Au total, une hausse du temps de travail liée au vieillissement ne se traduit pas nécessairement par une atténuation du *capital deepening* en équilibre général. L'effet final sur le capital par tête est donc *a priori* indéterminé. Dans la plupart des cas, le *capital deepening* dans le MEGGI à temps de travail endogène est proche de celui du MEGGI avec offre de travail exogène. Il peut être significativement plus intense dans les premières années suivant l'annonce d'une baisse future du taux de remplacement en lien avec la baisse du temps de travail qui lui est associée en 2005.

La figure 2.22 compare les taux de croissance du PIB par tête entre les deux versions du MEGGI et pour tous les scénarios envisagés. Les écarts sont exclusivement liés à l'endogénéisation du temps de travail et ses effets sur l'équilibre général. L'influence sur la dynamique du PIB par tête de l'endogénéisation du marché du travail demeure limitée. Ce résultat est cohérent avec l'effet contenu du vieillissement sur le temps de travail. L'écart maximum entre les deux versions du modèle est de $\pm 0.1\%$ en début de période de projection, en lien avec l'impact sur la croissance du PIB par tête des réoptimisations effectuées en 2005.

Au total, que le marché du travail soit endogène ou non, la trajectoire du taux de croissance du PIB par tête après 2005 présente un profil en U qui reflète l'impact macroéconomique du vieillissement en équilibre général. Au regard de leur effet sur la croissance du PIB par tête, les réformes mettant en oeuvre un repli du taux de remplacement ou une

⁶⁷ Il s'agit ici du stock de capital divisé par le nombre d'heures de travail efficace. Ce nombre d'heures pouvant être transformée en nombre d'emplois par l'utilisation d'une clé de passage, on continue ici d'utiliser l'expression de "capital par tête" par souci de simplification.

augmentation de l'âge de la retraite demeurent toujours préférables, au regard du taux de croissance du PIB par tête, à une augmentation du taux de cotisations sociales (cf. 2.1).⁶⁸

La prise en compte des effets distorsifs sur l'offre de travail associé à une réforme des retraites de cotisations sociales n'aide donc guère à départager entre les scénarios 2, 3 et 4. D'une part, l'influence au niveau agrégé de ces effets distorsifs est assez limitée. Surtout, le *capital deepening* associé au vieillissement soutient le taux de croissance du salaire réel, car le prix du facteur travail, qui devient relativement plus rare dans une économie vieillissante, augmente. L'effet favorable sur l'offre de travail de cette hausse du salaire réel permet de compenser pour une bonne part l'influence défavorable de l'effet distorsif lié à un repli du taux de remplacement ou une hausse du taux de cotisations sociales.

⁶⁸Le modèle ne permet pas de prendre en compte la décroissance des rendements marginaux horaires du travail en fonction du temps de travail (Cette et Bourlès, 2006).

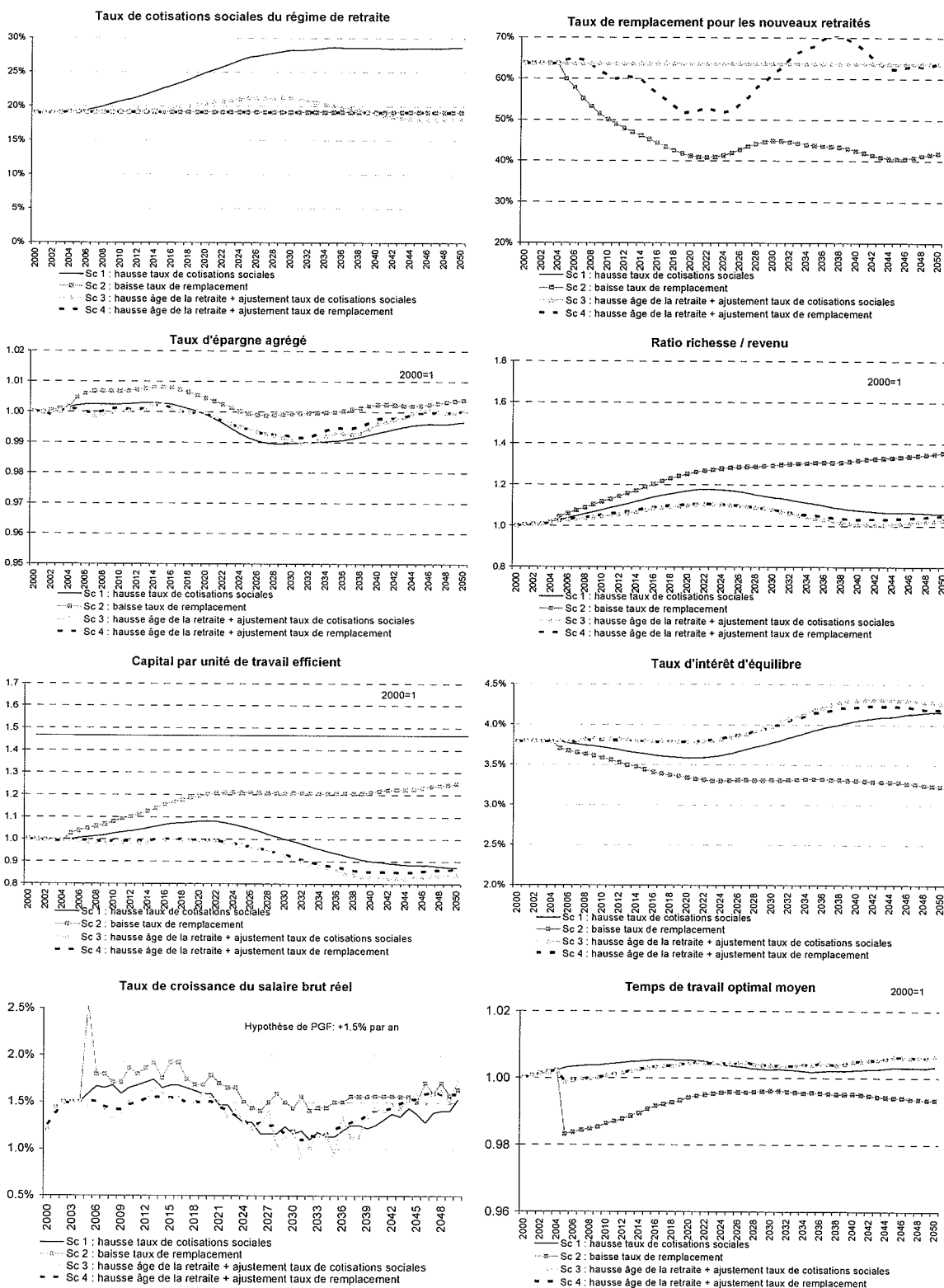


FIG. 2.18 – France : scénarios de réforme avec temps de travail endogène

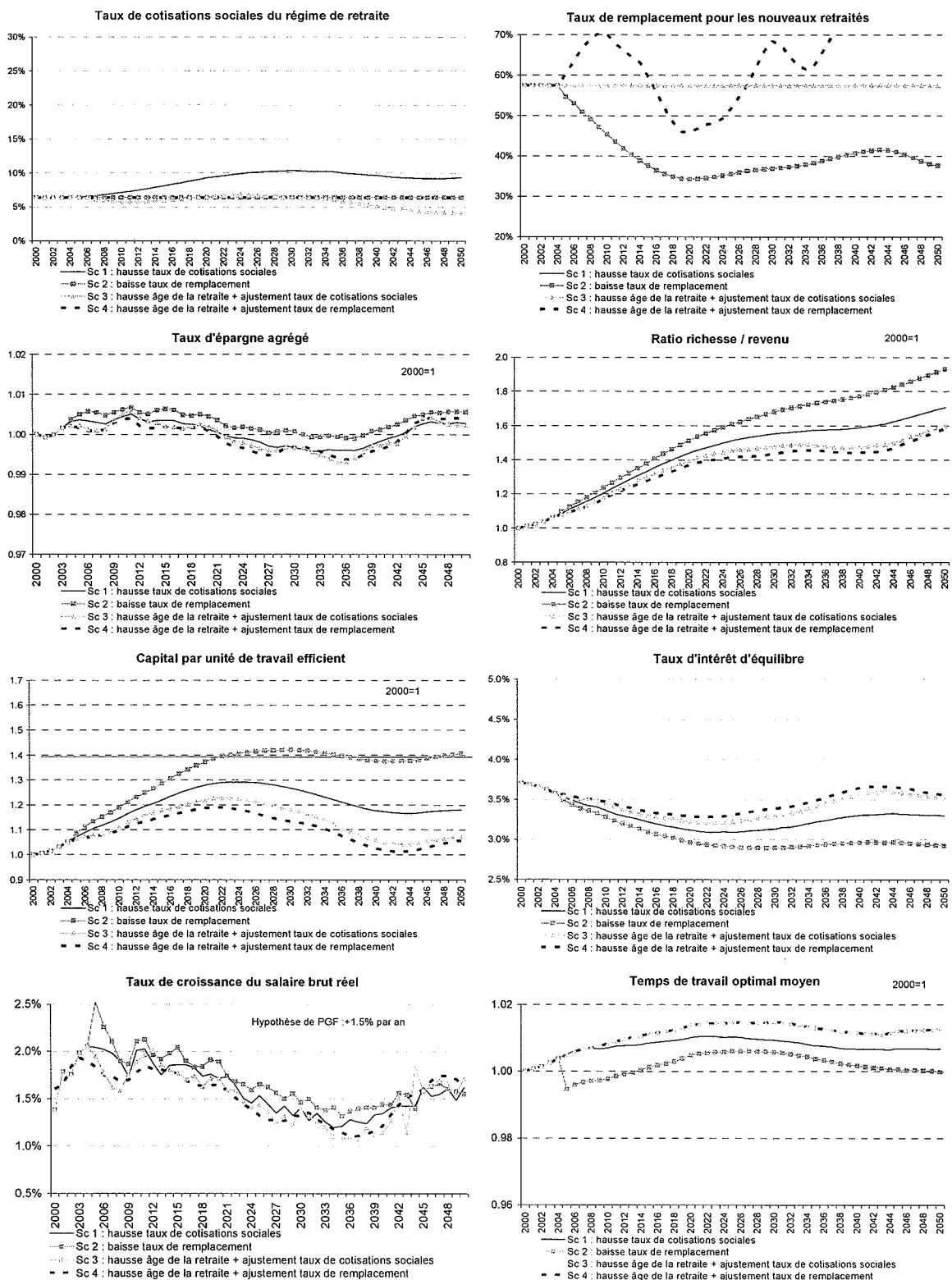


FIG. 2.19 – Etats-Unis : scénarios de réforme avec temps de travail endogène

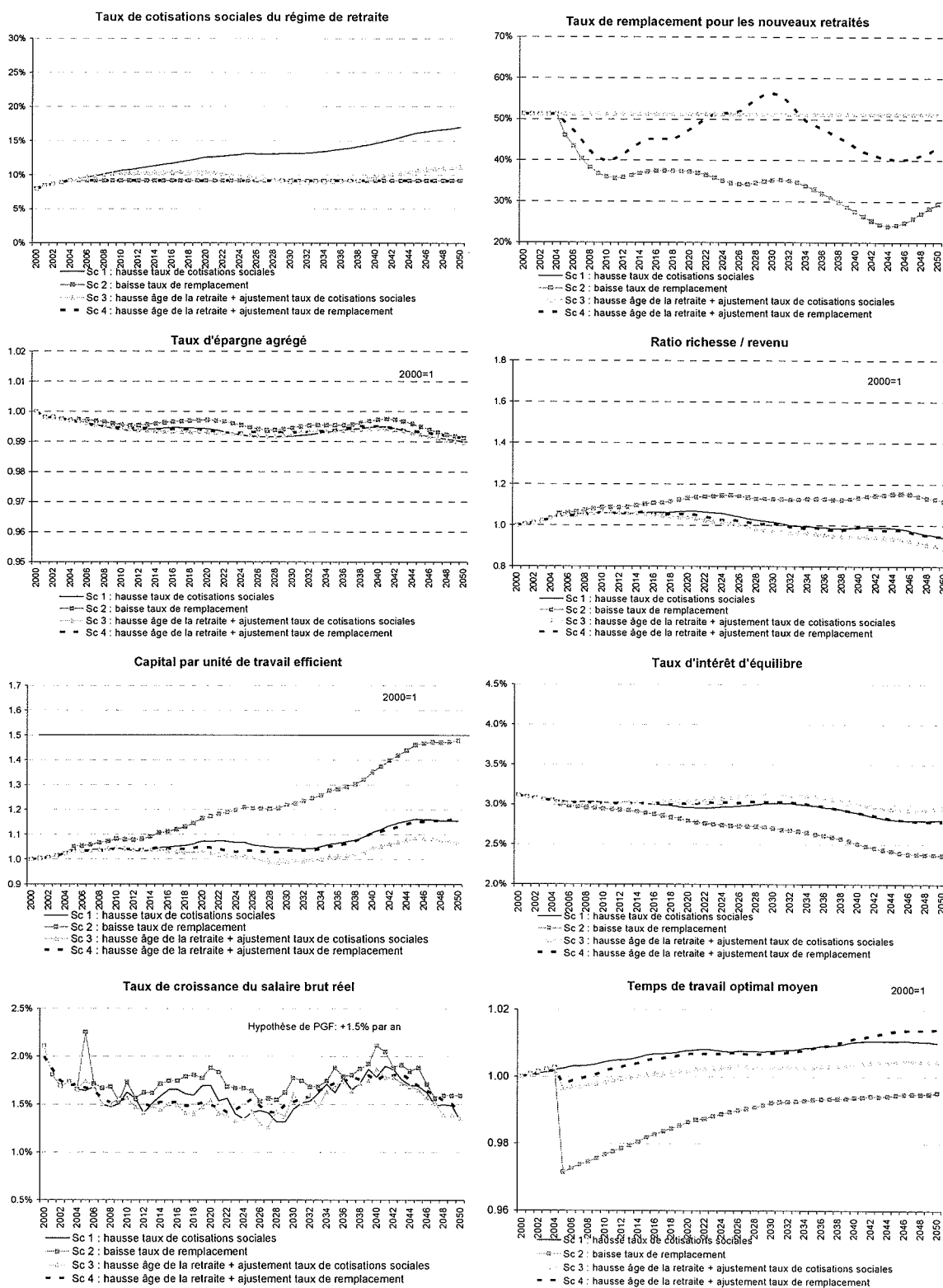


FIG. 2.20 – Japon : scénarios de réforme avec temps de travail endogène

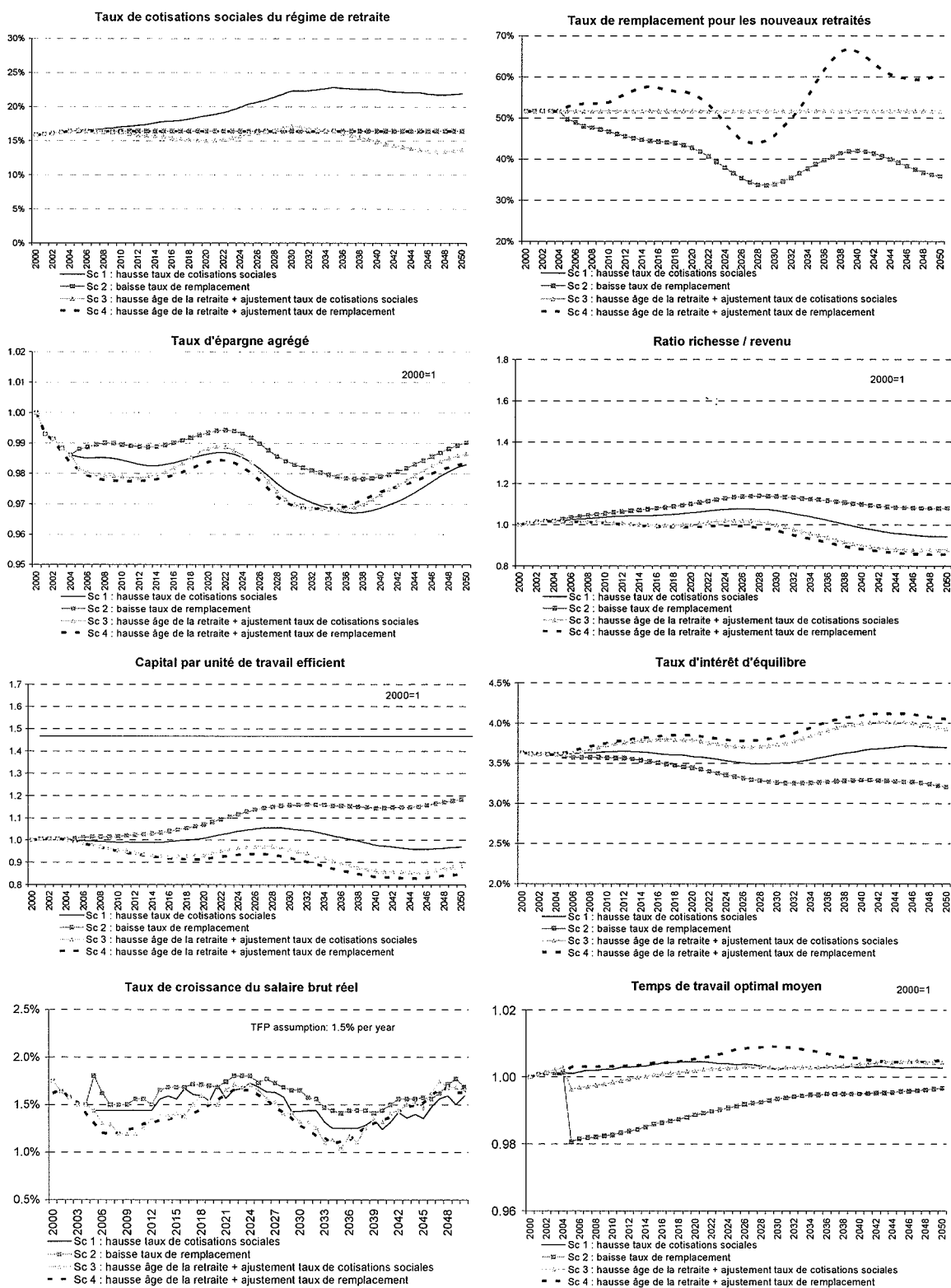


FIG. 2.21 – Allemagne : scénarios de réforme avec temps de travail endogène

Pays	Scénario	2001-2010	2011-2020	2021-2030	2031-2040	2041-2050	moyenne annuelle 2001-2050	
Etats-Unis	<i>Modèle avec temps de travail endogène</i>							
	Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	1.65 ^o	1.29 ^o	1.03 ^o	1.17 ^o	1.53 ^o	1.3%	
	Sc 2 : baisse taux de remplacement	1.67 ^o	1.44 ^o	1.18 ^o	1.27 ^o	1.57 ^o	1.4%	
	Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales	1.73 ^o	1.41 ^o	1.12 ^o	1.23 ^o	1.60 ^o	1.4%	
	Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement	1.72 ^o	1.36 ^o	1.07 ^o	1.23 ^o	1.61 ^o	1.4%	
	<i>Modèle avec temps de travail exogène</i>							
	Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	1.66 ^o	1.23 ^o	1.00 ^o	1.21 ^o	1.54 ^o	1.3%	
	Sc 2 : baisse taux de remplacement	1.76 ^o	1.38 ^o	1.14 ^o	1.31 ^o	1.60 ^o	1.4%	
	Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales	1.72 ^o	1.34 ^o	1.07 ^o	1.27 ^o	1.60 ^o	1.4%	
	Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement	1.68 ^o	1.30 ^o	1.02 ^o	1.29 ^o	1.64 ^o	1.4%	
	Japon	<i>Modèle avec temps de travail endogène</i>						
		Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	0.98 ^o	0.97 ^o	0.97 ^o	1.16 ^o	1.04 ^o	1.0%
Sc 2 : baisse taux de remplacement		0.97 ^o	1.14 ^o	1.21 ^o	1.32 ^o	1.19 ^o	1.2%	
Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales		1.00 ^o	1.04 ^o	1.16 ^o	1.27 ^o	1.12 ^o	1.1%	
Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement		0.99 ^o	1.08 ^o	1.22 ^o	1.30 ^o	1.20 ^o	1.2%	
<i>Modèle avec temps de travail exogène</i>								
Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales		0.92 ^o	0.93 ^o	0.97 ^o	1.15 ^o	0.98 ^o	1.0%	
Sc 2 : baisse taux de remplacement		1.03 ^o	1.13 ^o	1.21 ^o	1.33 ^o	1.14 ^o	1.2%	
Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales		1.03 ^o	1.13 ^o	1.21 ^o	1.33 ^o	1.14 ^o	1.2%	
Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement		0.99 ^o	1.04 ^o	1.23 ^o	1.33 ^o	1.11 ^o	1.1%	
France		<i>Modèle avec temps de travail endogène</i>						
		Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	1.13 ^o	0.94 ^o	0.67 ^o	0.85 ^o	1.09 ^o	0.9%
	Sc 2 : baisse taux de remplacement	1.11 ^o	1.17 ^o	1.00 ^o	1.16 ^o	1.27 ^o	1.1%	
	Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales	1.15 ^o	1.18 ^o	0.94 ^o	1.20 ^o	1.36 ^o	1.2%	
	Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement	1.17 ^o	1.18 ^o	0.97 ^o	1.22 ^o	1.34 ^o	1.2%	
	<i>Modèle avec temps de travail exogène</i>							
	Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	1.10 ^o	0.86 ^o	0.67 ^o	0.87 ^o	1.10 ^o	0.9%	
	Sc 2 : baisse taux de remplacement	1.25 ^o	1.10 ^o	0.95 ^o	1.16 ^o	1.29 ^o	1.1%	
	Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales	1.17 ^o	1.11 ^o	0.93 ^o	1.24 ^o	1.38 ^o	1.2%	
	Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement	1.18 ^o	1.18 ^o	1.18 ^o	1.18 ^o	1.18 ^o	1.2%	
	Allemagne	<i>Modèle avec temps de travail endogène</i>						
		Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	1.04 ^o	0.96 ^o	0.90 ^o	1.01 ^o	1.21 ^o	1.0%
Sc 2 : baisse taux de remplacement		1.03 ^o	1.08 ^o	1.09 ^o	1.17 ^o	1.34 ^o	1.1%	
Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales		1.08 ^o	1.21 ^o	1.04 ^o	1.35 ^o	1.41 ^o	1.2%	
Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement		1.07 ^o	1.15 ^o	1.04 ^o	1.30 ^o	1.36 ^o	1.2%	
<i>Modèle avec temps de travail exogène</i>								
Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales		1.00 ^o	0.95 ^o	0.90 ^o	1.03 ^o	1.23 ^o	1.0%	
Sc 2 : baisse taux de remplacement		1.08 ^o	1.08 ^o	1.05 ^o	1.19 ^o	1.36 ^o	1.2%	
Sc 3 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de cotisations sociales		1.08 ^o	1.08 ^o	1.05 ^o	1.19 ^o	1.36 ^o	1.2%	
Sc 4 : hausse âge de la retraite + ajustement taux de remplacement		1.03 ^o	1.14 ^o	0.99 ^o	1.33 ^o	1.37 ^o	1.2%	

Note: Le modèle avec temps de travail endogène ne tient pas compte de la décroissance des rendements horaires marginaux du travail.

FIG. 2.22 – Taux de croissance du PIB par tête dans le modèle avec ou sans offre de travail endogène

L'analyse de sensibilité menée sur la version avec marché du travail exogène (cf. 2.1.5) a montré que les résultats du modèle sont robustes pour des variations raisonnables des valeurs de ses paramètres et données exogènes. De plus, les développements précédents indiquent qu'une élasticité de substitution intertemporelle de la consommation (ζ) est souhaitable afin d'assurer un partage travail/loisir stable à l'équilibre de long terme. Par conséquent, l'analyse de sensibilité peut ici ne porter que sur le paramètre \varkappa d'intensité de préférence du loisir relativement à la consommation.

Les simulations du compte central réalisées pour $\varkappa = 0.25$ correspondent dans le cas français à une durée hebdomadaire de travail de 37.2 heures. Une simulation est réalisée où la durée de travail hebdomadaire moyenne associée à une valeur $\varkappa = 0.10$ est de 46 heures. La figure 2.23 présente les résultats obtenus. Ils suggèrent que, pour une fourchette raisonnable de valeurs de temps de travail hebdomadaire, la dynamique du modèle est assez robuste.

L'influence d'une modification de la valeur de \varkappa sur l'équilibre général est complexe. Il transite par la condition du premier ordre ($1 - \ell_{t,a}^* = \frac{c_{t,a}^*}{w_t^\zeta} \varepsilon_a^{-\zeta} (1 - \tau_{t,U} - \tau_{t,P})^{-\zeta} (\varkappa^\zeta H_a^{-1})$) au sein de laquelle il modifie les contributions relatives des trois mécanismes déjà évoqués et qui influencent la dynamique du temps de travail (*capital deepening* via $c_{t,a}^*/w_t^\zeta$, évolution de la productivité individuelle de l'actif moyen (ε_a) et évolution du taux de cotisations sociales $\tau_{t,P}$).

Au total, une préférence pour le loisir (\varkappa) plus faible se traduit dans l'équilibre général du modèle par un *capital deepening* légèrement moins soutenu. L'effet sur la dynamique des autres variables demeure relativement limité.

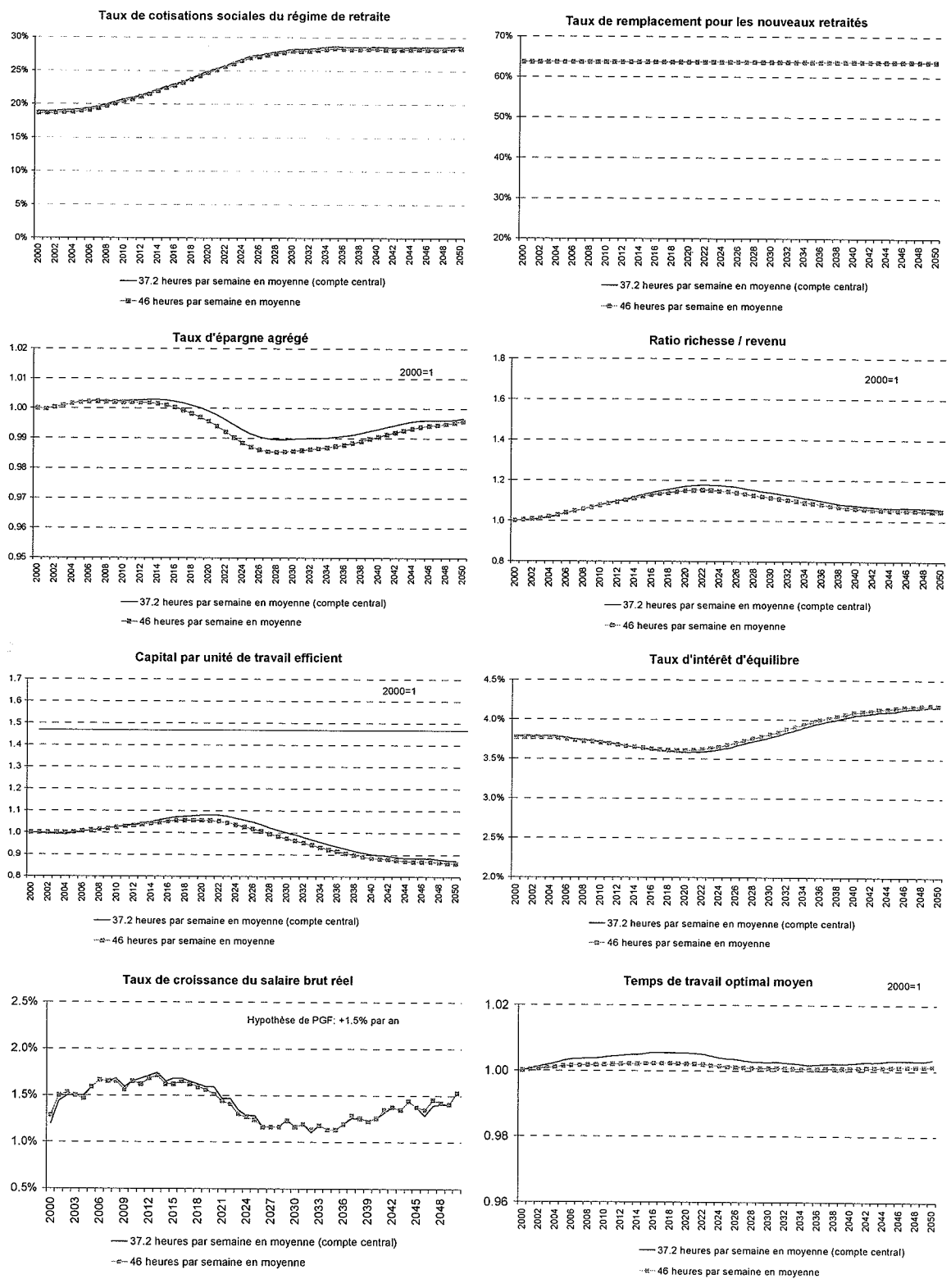


FIG. 2.23 – Test de robustesse sur la valeur du paramètre de préférence relative pour le loisir des ménages (scénario 1, données françaises)

2.2.4 Conclusion du chapitre 2

Quels critères peuvent guider utilement le choix d'une réforme des retraites en France ? Cette première partie s'est intéressée au critère de l'effet des réformes sur la croissance et le niveau de vie à long terme .

Quatre réformes-types des régimes de retraites par répartition ont été envisagées qui permettent de maintenir équilibré le système chaque année au cours de la phase de vieillissement. Les deux premières réformes envisagées ont en commun de maintenir inchangé l'âge moyen effectif de départ à la retraite. Le scénario 1 correspond à une augmentation du taux de cotisations sociales à taux de remplacement inchangé. Le scénario 2 est associé à une baisse du taux de remplacement pour les futurs retraités, à taux de cotisations sociales inchangé. Les deux dernières réformes ont en commun d'augmenter l'âge moyen effectif de départ à la retraite de 1,25 année tous les dix ans à partir de 2005 et jusqu'en 2045. Dans le scénario 3, en plus de l'augmentation de l'âge de départ à la retraite, le taux de cotisations sociales est ajusté pour équilibrer exactement le régime. Dans le scénario 4, le paramètre ajusté est le taux de remplacement et le taux de cotisations sociales est maintenu inchangé.

Du point de vue macroéconomique et dans une perspective de long terme, il est clair que le scénario 1, qui se traduit par un relèvement de l'ordre d'une dizaine de points de pourcentage du taux de cotisations vieillesse au cours des vingt prochaines années, est le plus défavorable pour l'activité. En effet, il n'est susceptible d'aucune influence favorable sur le marché du travail et sur le marché du capital. Sur le marché du travail, l'absence d'augmentation de l'âge effectif de départ à la retraite est équivalente à une absence d'effet favorable sur la population active et donc sur l'assiette des cotisations sociales. Sur le marché du capital, un alourdissement des prélèvements obligatoires pèse toutes choses égales par ailleurs sur le rythme d'accumulation du capital.

Dans le scénario 2 associé à une baisse du taux de remplacement avec un gel du taux de cotisations sociales et de l'âge de la retraite, l'effet favorable sur l'accumulation de capital est en revanche sensible. Si les pressions financières sur le régime par répartition sont compensées par un ajustement à la baisse du niveau des pensions, le taux de remplacement se replie de façon sensible au cours des vingt prochaines années, de l'ordre de 20 points de pourcentage environ sur données françaises. Il s'approcherait alors du taux actuel de remplacement moyen du système public de retraites au Royaume-Uni. Un tel repli du niveau futur attendu des pensions amène les ménages à relever leur effort d'épargne-retraite individuelle. Au niveau agrégé, le capital deepening associé au vieillissement s'en trouve sensiblement accentué. L'effet sur le taux de croissance du PIB par tête, en moyenne annuelle et sur les prochaines décennies, peut être calculé à l'aide de modèles d'équilibre général à générations imbriquées, et s'établit de façon robuste aux environs de +0,2% par an, ce qui est loin d'être négligeable.

Les réformes incluant une augmentation de l'âge moyen effectif de l'âge de départ en retraite de 1,25 ans tous les dix ans au cours des prochaines décades permettent de soutenir

la dynamique de la population active et de modérer sensiblement l'ampleur des ajustements complémentaires du taux de cotisations (scénario 3) ou du taux de remplacement (scénario 4) pour équilibrer le régime. Dans le scénario 3, le redressement du taux de cotisations sociales demeure très contenu, de l'ordre de 2 points de pourcentage d'ici 2025 en France. Le taux de remplacement moyen des futurs retraités, actuellement proche de 62% en France (régime complémentaires inclus), se replie aux environs de 52% dans le scénario 4. L'effet favorable sur le taux de croissance annuel du PIB par tête en moyenne sur les prochaines décennies par rapport au scénario 1 s'établit à environ +0,2% dans les deux cas. Dans les scénarios avec hausse de l'âge de la retraite, l'intensité capitalistique de l'économie serait plus faible que dans le scénario 2 mais la dynamique de la population active serait en revanche plus favorable.

Comme on le voit, le critère de l'influence d'une réforme des retraites sur le PIB par tête permet d'écarter le choix d'une hausse des cotisations sociales comme levier exclusif de la réforme.

Cependant il ne permet pas de départager clairement entre les scénarios 2, 3 et 4 dont les caractéristiques sont pourtant très différentes, notamment au regard de l'intensité capitalistique de l'économie et du partage de la valeur ajoutée.

Dans ce contexte, la prise en compte des effets distorsifs sur l'offre de travail associé à une hausse de cotisations sociales ou une baisse du taux de remplacement ne s'avère d'aucune aide. D'une part, l'influence au niveau agrégé de ces effets distorsifs est assez limitée. Surtout, le *capital deepening* associé au vieillissement soutient le taux de croissance du salaire réel, car le prix du facteur travail, qui devient relativement plus rare dans une économie vieillissante, augmente. L'effet favorable sur l'offre de travail de cette hausse du salaire réel compense l'influence défavorable associée à un éventuel redressement du taux de cotisations sociales ou une baisse du taux de remplacement.

Au total, il n'est sans doute pas possible de choisir une réforme des retraites en France plutôt qu'une autre sur la base de leurs seuls effets respectifs sur le taux de croissance économique, le cas d'un ajustement exclusif par les cotisations sociales étant désormais exclu.

Deux critères supplémentaires peuvent et doivent être pris en compte dans le choix d'une réforme des retraites par répartition : les effets de redistribution inter-générationnelle (i.e., selon l'âge) des réformes-types envisagées ici et leurs effets de redistribution intra-générationnelle (i.e., selon le niveau de revenu). Ils font l'objet de la seconde partie de cette thèse.

2.3 Annexes

2.3.1 Annexe 1 : un modèle de simulation démographique

Le modèle de simulation démographique (Gonand, 2005) comprend trois blocs de modélisation : un bloc modélisant les taux de mortalité, un bloc modélisant sa fécondité, et un troisième bloc prenant en compte les phénomènes migratoires.

Calcul des quotients de mortalité par âge

Le bloc de mortalité calcule le nombre de survivants d'une cohorte au cours du temps pour un nombre initial donné de naissances (lequel est calculé par le bloc fécondité, cf. *infra*). La méthodologie employée permet de n'utiliser, pour l'essentiel, que l'espérance de vie comme hypothèse initiale permettant de calculer l'ensemble des quotients de mortalité par âge et par sexe. La fixation des taux de mortalité au-delà de 85 ans selon cette méthode n'est cependant pas envisageable et nécessite le recours à une autre méthodologie.

Le calcul des quotients de mortalité jusqu'à 84 ans nécessite dans un premier temps de calculer la probabilité de décès d'un individu d'un anniversaire à l'autre. Ce calcul s'effectue par application des tables de Ledermann (1969) modifiées par Léridon (1996). La méthode de Ledermann consiste à estimer économétriquement des quotients de mortalité moyen par sexe et par âge, à partir d'une base de données multinationales, en utilisant comme unique variable exogène une hypothèse d'espérance de vie moyenne à la naissance.

Quelques notations doivent ici être introduites. Dans les développements qui suivent, i désigne un groupe d'âge quinquennal. Ainsi, $i = 0$ désigne le groupe d'âge compris entre 0 et 4 ans, $i = 1$ désigne les individus âgés entre 5 et 9 ans etc... L'indice t désigne une période quinquennale. Ainsi, $t = 0$ désigne la période 2000-2005, $t = 1$ la période 2005-2010 etc...

Les formules de Lederman permettent de calculer, à partir d'une hypothèse d'espérance de vie moyenne à la naissance à une période donnée, la probabilité pour qu'un individu célébrant son i -ème quinquanniversaire en t décède avant de célébrer son $i + 1$ -ème quinquanniversaire en $t + 1$. Par exemple, les tables de Lederman permettent de calculer la probabilité pour qu'un individu appartenant au groupe $i = 1$ à la période $t = 1$ décède avant de rejoindre le groupe $i = 2$ à la période $t = 2$.

Pour les individus âgés entre 5 et 84 ans ($i = 1$ à $i = 16$), les formules de Lederman (révisées par Léridon) s'écrivent :

$$\begin{aligned} QLM(i, t) &= \exp [2.30258.a(i) + b(i) \ln(115 - \epsilon(ESPM_t))] \\ QLW(i, t) &= \exp [2.30258.c(i) + d(i) \ln(115 - \epsilon(ESPW_t))] \end{aligned}$$

où $QLM(i, t)$ désigne la probabilité pour qu'un homme célébrant son i -ème quinquanniversaire en t décède avant son $i + 1$ -ème quinquanniversaire en $t + 1$. $QLW(i, t)$ désigne la probabilité correspondante pour une femme. Les paramètres $a(i)$, $b(i)$, $c(i)$ et $d(i)$ sont estimés économétriquement par Ledermann et issus de sa table "réseau 100". $ESPM_t$ et $ESPW_t$ désignent respectivement l'espérance de vie d'un homme et d'une femme à la naissance. $\epsilon(ESPM_t)$ et $\epsilon(ESPW_t)$ sont des fonctions quadratiques dont il sera question plus loin.

Pour les individus âgés entre 0 et 4 ans ($i = 0$), le calcul des probabilités de décès tient compte de la mortalité infantile (notée inf_t) :

$$QLM(0, t) = \frac{2 * inf_t}{2 + inf_t} \exp [2.30258.a(i) + b(i) \ln(115 - \epsilon(ESPM_t))]$$

$$QLW(0, t) = \frac{2 * inf_t}{2 + inf_t} \exp [2.30258.c(i) + d(i) \ln(115 - \epsilon(ESPW_t))]$$

Les probabilités de décès entre 2 anniversaires ne correspondent pas exactement aux besoins de la maquette démographique et du modèle d'équilibre général. Sur la figure 2.24, la probabilité calculée par Ledermann $QLM(1, 1)$ estime la probabilité qu'un homme célébrant son 5ème anniversaire entre 2005 et 2009 décède avant de célébrer son 10ème anniversaire (entre 2010 et 2014 selon sa date de naissance exacte). En revanche, le bloc démographique du modèle d'équilibre général nécessite de calculer la probabilité qu'un individu né entre 2000 et 2004 et vivant au 1er janvier 2005 décède avant le 1er janvier 2010.

Les quotients de mortalité de période à période sont calculables à partir des probabilités de décès de Lederman. Pour les individus âgés entre 10 et 84 ans, le quotient de mortalité est calculé selon la formule suivante :

$$QM(i, t) = \frac{QLM(i-1, t-1)}{2 - QLM(i-1, t-1)} + \frac{QLM(i, t)}{2} - \frac{QLM(i-1, t-1).QLM(i, t)}{4} \quad i \in [2; 17]$$

$$QW(i, t) = \frac{QLW(i-1, t-1)}{2 - QLW(i-1, t-1)} + \frac{QLW(i, t)}{2} - \frac{QLW(i-1, t-1).QLW(i, t)}{4} \quad i \in [2; 17]$$

où $QM(i, t)$ et $QW(i, t)$ désignent la probabilité pour qu'un homme (*resp.* une femme) vivant au début de la période t décède avant le début de la période $t + 1$.

La figure 2.25 fournit l'intuition associée à ces formules. Sous l'hypothèse selon laquelle les naissances sont distribuées de façon homogène au cours de chaque période t , chaque cohorte quinquennale peut être représentée par un individu moyen né au milieu de la période de naissance de la cohorte. Cette figure permet d'obtenir une expression développée

de $QM(3,3)$, soit : $QM(3,3) = \frac{\frac{SM_{3,3}}{1 - \frac{QLM(2,2)}{2}} \frac{QLM(2,2)}{2} + SM_{3,3} \left(1 - \frac{QLM(2,2)}{2}\right) \frac{QLM(3,3)}{2}}{SM_{3,3}}$ où $SM_{3,3}$ désigne le nombre de survivants d'une cohorte d'individus vivant au début de la période $t = 3$ et devant fêter leur 15^{ième} anniversaire au cours de cette période.⁶⁹

Cette méthode de calcul des quotients de mortalité présente des traits communs avec celle de Sleiman (2002) qui calcule $QM(i,t)$ comme la moyenne non pondérée de $QLM(i-1, t-1)$ et $QLM(i,t)$. Pour des valeurs faibles de probabilité de décès à la Ledermann-Léridon, la formule de Sleiman tend asymptotiquement vers les formules proposées ici, qui sont plus précises. L'exemple fournit dans la figure 2.19 montre ainsi que $QM(3,3)$ est très proche mais non égal à une moyenne non pondérée de $QLM(2,2)$ et $QLM(3,3)$ (15,11% comparé à 15%, respectivement).

Pour les individus âgés de 0 à 4 ans, le calcul du quotient de mortalité de période à période est spécifique. Il s'agit ici de calculer le nombre d'individus nés durant une période t et vivants au 1er janvier de la période suivante $t+1$. Cette population de survivants au 1er janvier $t+1$ est notée $SM_{1,t+1}$ ($SW_{1,t+1}$ pour les femmes). Le quotient de mortalité moyen d'un individu pour la période entre sa naissance en t et le 1er janvier de la période $t+1$ est égal à $0.90625 \cdot QLM(0,t)$ pour les hommes et $0.90625 \cdot QLW(0,t)$ pour les femmes.⁷⁰ Les quotients de mortalité pour les individus âgés de 5 à 9 ans sont donc :

$$QM(1,t) = \frac{0.09375 \cdot QLM(0,t-1)}{1 - 0.09375 \cdot QLM(0,t-1)} + \frac{QLM(1,t)}{2} - \frac{0.09375 \cdot QLM(0,t-1) \cdot QLM(1,t)}{4}$$

$$QW(1,t) = \frac{0.09375 \cdot QLW(0,t-1)}{1 - 0.09375 \cdot QLW(0,t-1)} + \frac{QLW(1,t)}{2} - \frac{0.09375 \cdot QLW(0,t-1) \cdot QLW(1,t)}{4}$$

La figure 2.26 présente l'évolution de la force de mortalité jusqu'à 84 ans dans le modèle pour une cohorte d'hommes et de femmes nés en 2000.

Le calcul des quotients de mortalité après 85 ans soulève davantage de difficultés.⁷¹ L'estimation et la projection des quotients de mortalité aux âges élevés constitue aujourd'hui l'objet d'un débat animé entre démographes. Les difficultés se cristallisent sur la forme de la loi statistique la plus pertinente pour modéliser l'évolution de la mortalité aux

⁶⁹Ce calcul utilise aussi l'hypothèse selon laquelle les décès d'individus nés le même jour sont répartis de façon homogène entre le i -ième quinquanniversaire et le $(i+1)$ -ième quinquanniversaire.

⁷⁰Le raisonnement est le suivant. La méthode de Lederman calcule la probabilité $QLM(0,t)$ pour qu'un individu né en t décède avant son quinquanniversaire suivant (en $t+1$). Sleiman (2002) suggère que 85% de la mortalité du groupe d'individus âgé entre 0 et 4 ans est concentrée au cours de la première année de vie. Compte-tenu de l'hypothèse de distribution homogène des décès au sein d'une cohorte sur une période donnée, la probabilité pour que l'individu moyen de la cohorte décède avant le 1er janvier de la période $t+1$ est égale à $0.85 \cdot QLM(0,t) + (1.5/4) \cdot 0.15 \cdot QLM(0,t) = 90.625\% \cdot QLM(0,t)$. Sleiman simplifie en utilisant la formule approchée $85\% \cdot QLM(0,t)$.

⁷¹Les coefficients de Ledermann / Léridon ne fournissent que des coefficients jusqu'à 84 ans.

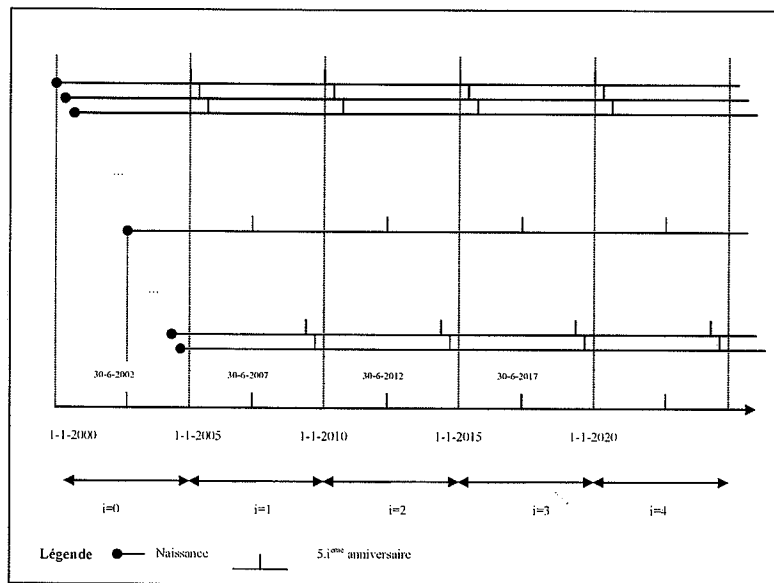


FIG. 2.24 – Structure d’une cohorte d’individus nés entre 2000 et 2004

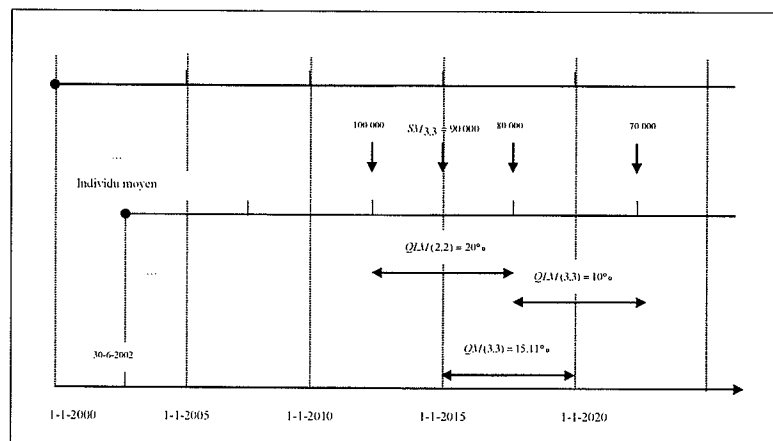


FIG. 2.25 – Exemple de passage des taux de mortalité de Lederman à des taux de mortalité de date à date

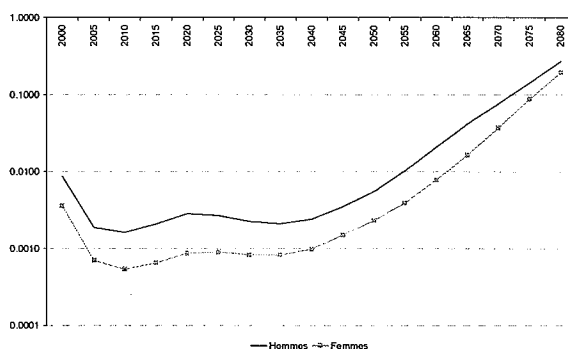


FIG. 2.26 – Taux de mortalité dans le modèle de simulation démographique (à partir des hypothèses françaises officielles d'espérance de vie)

âges élevés.⁷² Deux points semblent déjà faire l'objet d'un large accord.

Les études biodémographiques suggèrent l'existence d'une régularité remarquable quant à la mortalité des animaux de laboratoire ou des humains à des âges moyens. La loi de Gompertz dispose que la force de mortalité évoluerait en fonction de l'âge de façon exponentielle (cf. Gavrilov, 2004). Cette loi est bien vérifiée dans la réalité pour des classes d'âge moyen. L'application des formules de Lederman en tient compte. Le graphique semi-logarithmique ci-dessous montre les $QM(i, t)$ simulés d'une cohorte d'hommes ou de femmes nés entre 2000 et 2005 en France, et présente bien une portion log-linéaire (donc exponentielle) sur la période 40-80 ans.

La loi de Gompertz semble néanmoins surestimer sensiblement la mortalité aux âges supérieurs à environ 85 ans. Confrontée à ce problème, la recherche démographique a progressivement mis au point des modèles où la mortalité aux âges élevés suit une loi logistique et non plus exponentielle (Thatcher, 1999). L'approche de Lee et Carter (1992) est aujourd'hui assez répandue mais elle souffre d'une hypothèse forte de constance du taux de repli de la mortalité au cours du temps. Cette hypothèse peut biaiser significativement les résultats sur longue période et ne semble pas correspondre à la réalité observée.⁷³

Une autre tradition de recherche démographique déjà ancienne (Greenwood and Irwin, 1939) mais toujours vivante (Gavrilov et Gavrilova, 1991) suggère que la force de mortalité pourrait se stabiliser au-delà d'un certain âge.⁷⁴ Une telle hypothèse a d'importantes implications pour les projections démographiques. Elle suggère notamment une augmentation

⁷² Sur les problèmes empiriques de mesure de la mortalité aux grands âges, cf. Meslé et Vallin (2000).

⁷³ De fait, les réassureurs privés n'utilisent la méthode Lee et Carter que pour un horizon relativement court (10 à 15 ans).

⁷⁴ Cet âge-seuil de stabilisation de la mortalité n'est généralement pas spécifié. Thatcher *et al.* (1998) suggèrent qu'il pourrait être compris entre 90 et 100 ans.

continue et non limitée de la longévité humaine (voir aussi les travaux de J.-M. Robine). Cette thèse controversée ne paraît pour le moment pas entièrement cohérente avec l'observation d'une tendance à la rectangularisation des courbes de survie aux âges élevés (Kannistö, 2000). Elle est donc susceptible de sous-estimer la mortalité aux âges élevés.

Au total, la littérature actuelle semble suggérer que les quotients de mortalité aux âges élevés pourraient augmenter mais pas selon un rythme exponentiel. Dans ce contexte, les quotients de mortalité au-delà de 85 ans sont calculés ici comme une moyenne pondérée de leurs valeurs obtenues avec la loi de Gompertz et l'hypothèse de stabilisation de la force de mortalité au-delà de 85 ans. Les premières fournissent une borne haute de mortalité aux grands âges⁷⁵, et les secondes une borne basse.⁷⁶ La valeur du paramètre de pondération entre les deux scénarios extrêmes est comprise entre 0 et 1 : 1 correspond à la loi de Gompertz, 0 à une stabilisation du quotient de mortalité après 85 ans. Sauf mention contraire, la valeur de ce paramètre est fixée dans ce qui suit à 0.5.⁷⁷

Ceci clôt la présentation de la modélisation de la mortalité dans la maquette de simulation démographique. A titre illustratif, la figure 2.27 présente la fraction survivante d'une cohorte d'hommes et de femmes nés en 2000 telle que simulée dans le modèle.

Fonction de fécondité par âge et immigration

La modélisation de la fécondité dans la maquette démographique a pour objectif de définir pour chaque période t une fonction de fécondité par âge et pour l'ensemble de la population. La fonction de fécondité par âge lie le nombre de naissances aux effectifs féminins classés par groupe d'âge. La méthodologie adoptée ne nécessite de formuler d'hypothèse que pour trois paramètres (et, *in fine*, deux seulement) :

- L'indice synthétique de fécondité (TFR_z). Ce taux mesure le nombre moyen d'enfants qu'aurait une génération fictive de femmes non soumises à la mortalité durant leur période de fertilité (i.e. jusqu'à 50 ans) et ayant, à chaque âge, la même fécondité que les femmes à l'année z . Il s'agit donc d'une mesure transversale de fécondité.

⁷⁵ Le calcul de l'évolution des quotients de mortalité associés à la loi de Gompertz s'effectue suivant la démarche standard présentée par Vallin et Meslé (2001). Dans la loi de Gompertz, la croissance exponentielle de la mortalité s'applique à la force de mortalité et non aux quotients de mortalité. La force de mortalité pour chaque classe d'âge, notée ici $\mu_{i,t}$, est par définition égale à $\mu_{i,t} = -\ln(1 - QM(i, t))$. L'équation de la droite joignant les logarithmes de $\mu_{i,t}$ pour les âges $i = 10$ et $i = 16$ (cf. figure 2.22) est alors calculée. Ses coefficients fixes permettent d'obtenir les quotients de mortalités prolongés au-delà de 85 ans en appliquant la formule $QM(i, t) = 1 - \exp(-\mu_{i,t})$.

⁷⁶ Cette manière de procéder permet de rester proche de la loi de mortalité "optimale" sans avoir à procéder à une étude longue et complexe. Sur ce sujet, la référence est Thatcher, Kannistö et Vaupel (1998).

⁷⁷ Au sens strict, l'espérance de vie moyenne à la naissance dans la maquette est liée à l'hypothèse retenue pour la mortalité aux âges élevés. En pratique, l'impact quantitatif sur l'espérance de vie à la naissance d'hypothèses extrêmes quant à la mortalité au-delà de 85 ans reste très contenu (moins d'une année d'espérance de vie) et sera négligé dans la maquette.

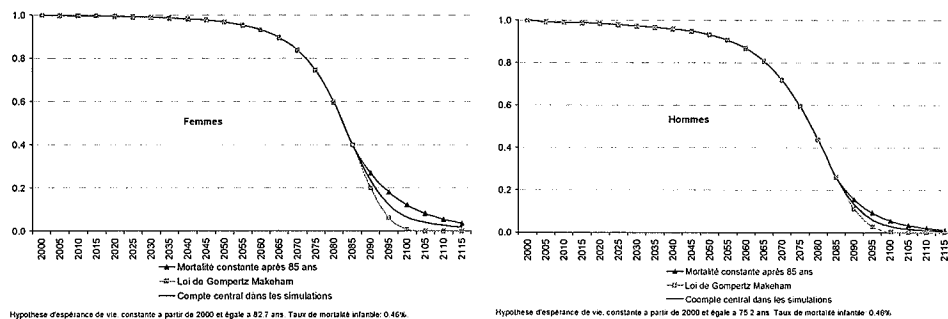


FIG. 2.27 – Proportion de survivants d'une cohorte née en 2000 dans le modèle de simulation démographique

- L'âge moyen des mères à la date de naissance de leurs enfants à l'année z , noté $E(x_z)$, où on pose $x_z = 0$ pour les mères âgées entre 15 ans, $x_z = 1$ pour les mères âgées de 16 ans et ainsi de suite jusqu'à 49 ans.
- La variance de l'âge moyen des mères à la date de naissance de leurs enfants au cours de la période t : $\sigma_{x_z}^2$.

Le calcul de la fonction de fertilité par âge $\varphi(x_z)$ s'effectue sur données annuelles selon la formule proposée par Duchêne et Gillet de Stéphano (1974) :

$$\varphi(x_z) = \frac{TFR_z \left(\frac{E(x_z)}{\sigma_{x_z}^2} \right) \frac{(E(x_z))^2}{\sigma_{x_z}^2} x_z \frac{(E(x_z))^2}{\sigma_{x_z}^2} - 1}{\Gamma \left(\frac{(E(x_z))^2}{\sigma_{x_z}^2} \right)} e^{-x_z \frac{E(x_z)}{\sigma_{x_z}^2}}$$

où Γ désigne la fonction gamma. Cette formule permet de calculer la fécondité par classe d'âge en projection, pour des hypothèses données de TFR_z , $E(x_z)$ et $\sigma_{x_z}^2$.

Il est particulièrement difficile de projeter la variance de l'âge moyen des mères ($\sigma_{x_z}^2$). Cette variance est calculée dans la maquette à partir de l'indice synthétique de fécondité selon la régression proposée par Duchêne et Gillet de Stéphano (1974) :⁷⁸

$$(\sigma_{x_z}^2)_{pays} = [1.53749 \ln(TFR_z) + 4.37728]^2$$

L'utilisation des deux formules précédentes permet d'obtenir un profil annuel de fécon-

⁷⁸Duchêne et Gillet de Stéphano (1974) calculent cette régression sur données de différents pays et dans les années 60. L'application de leur formule aux taux de fécondité observés sur la période 1995-2000 fournit des variances de l'âge moyen de la maternité proches des variances effectives. L'impact de l'écart sur le taux de dépendance projeté demeure négligeable et il n'a donc pas semblé nécessaire de modifier la formule proposée par ces auteurs (cf. figure 2.28).

dité, transformé en profil quinquennal ($z \rightarrow t$) en effectuant les moyennes par groupes d'âge (cf. figure 2.28).

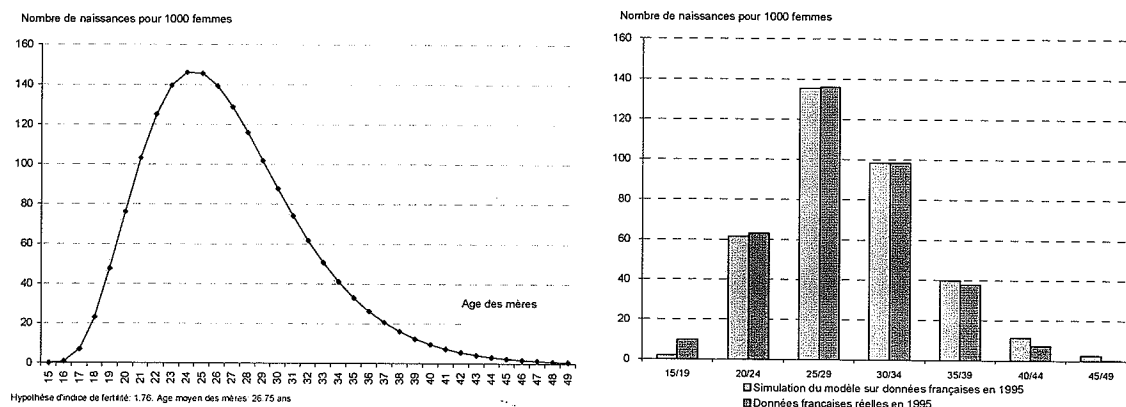


FIG. 2.28 – Fonction de fertilité dans le modèle de simulation démographique

Sur la base d'une connaissance du nombre de femmes âgées de 15 à 49 ans à la période de base de la maquette démographique (i.e. 2000-2005), cette méthode permet d'obtenir le nombre de naissances pour cette période.⁷⁹ L'application des coefficients de mortalité à la cohorte de nouveaux-nés permet de calculer ses effectifs survivants au cours du temps et les naissances futures associées. Au total, on obtient une projection complète de la population - à immigration nulle.

La prise en compte des mouvements migratoires dans la maquette s'effectue selon une démarche purement comptable. Des modélisations rigoureuses tentant de rendre compte des flux migratoires seraient possibles mais leur portée très limitée par l'incertitude associée à l'évolution future des politiques d'immigration. Dans ce contexte, la maquette requiert la détermination exogène d'un solde migratoire annuel moyen net pour chaque période de 5 années. Les hypothèses suivantes sont alors formulées : le solde migratoire net est composé pour moitié d'hommes et pour moitié de femmes, et l'espérance de vie et la fécondité des immigrants sont identiques à celles des nationaux. Cette dernière hypothèse peut paraître forte mais la détermination d'un écart de mortalité et de fécondité entre les deux populations et d'une vitesse de convergence auraient soulevé de redoutables difficultés empiriques. Enfin, le solde migratoire net futur est ventilé par groupes d'âge en utilisant la moyenne des résultats de Sleiman (2002).⁸⁰ L'hypothèse relative au solde migratoire

⁷⁹ Le nombre total de naissances pour une période donnée est ventilé par sexe selon les proportions respectives suivantes (qui sont très stables dans le temps et valables dans la plupart des pays) : 0.512 pour les garçons et 0.488 pour les filles.

⁸⁰ La structure moyenne par âge des flux migratoires nets est obtenue à partir des données allemandes,

correspond à celle des projections officielles des 4 pays ici considérés et disponibles en 2005.

Ajustement des quotients de mortalité de Ledermann / Léridon

La méthode statistique de Ledermann pour modéliser la mortalité présente l'avantage décisif de permettre le calcul de quotients de mortalité par sexe et âge uniquement à partir d'une hypothèse d'espérance de vie à la naissance. Elle s'avère donc particulièrement adaptée pour effectuer des projections démographiques à partir d'un nombre très réduit d'hypothèses.

Néanmoins, cette méthode présente des inconvénients sérieux qui appellent des ajustements. Les paramètres $a(i)$, $b(i)$, $c(i)$ et $d(i)$ des formules de Ledermann ont été calculés à partir de 154 tables de mortalité provenant de 48 pays de tous les continents, et rassemblées en vue de la rédaction d'un ouvrage publié en 1969. Compte-tenu de cette base statistique très ancienne et élargie à des pays alors peu développés, l'application stricte des coefficients de Ledermann à la situation démographique des pays développés du XXIème siècle conduirait naturellement à sous-estimer très sensiblement leur mortalité.

Léridon (1996) et Léridon et Toulemon (1997) suggèrent une solution consistant à appliquer à la formule de Ledermann l'ajustement quadratique suivant : $\epsilon(ESPM_t) = 0.009 * ESPM_t^2 + 0.11 * ESPM_t + 17$, où $ESPM_t$ désigne l'espérance de vie moyenne (ici, d'un homme) en t .⁸¹ En utilisant cette espérance de vie moyenne "ajustée", ces auteurs peuvent obtenir des niveaux de mortalité plus faibles pour chaque sexe et pour chaque âge, donc plus proches des forces actuelles de mortalité dans les pays développés. Ces auteurs ne fournissent cependant aucune précision quant à la méthode de calcul des paramètres du polynôme d'ajustement ni quant à l'efficacité réel de la correction qu'il introduit. Estimés sur données passées et il y a plus de dix ans, les paramètres du polynôme de Léridon pourraient à leur tour sous-estimer la mortalité actuelle du troisième âge. De fait, l'application des formules de Ledermann révisées par Léridon sur données françaises avec l'emploi des mêmes hypothèses démographiques de l'INSEE à l'horizon 2050 se traduit par un ratio de dépendance⁸² sensiblement inférieur à celui des dernières projections officielles françaises et des quotients de mortalité aux âges moyens sensiblement plus élevés que ceux calculés par Vallin et Meslé (2001). L'ajustement de Léridon s'avère donc aujourd'hui insuffisant. L'idéal aurait été de disposer d'une mise à jour complète de la méthodologie de Ledermann

françaises, italiennes, anglaises, néerlandaises et suédoises telles que calculées par Sleiman (2002). Elle est la suivante : 0-4 ans : 8.5%, 5-9 ans : 8.0%, 10-14 ans : 7.4%, 15-19 ans : 17.4%, 20-24 ans : 23.2%, 25-29 ans : 16.7%, 30-34 ans : 10.1%, 35-39 ans : 3.5%, 40-44 ans : 5.6%, 45-49 ans : 3,3%, 50-54 ans : 1,0%, 55-59 ans : 0.8%, 60-64 ans : -5.5% (ce chiffre négatif traduisant des retours au pays d'origine), 65-69 ans : 0.3%.

⁸¹ Dans la formule initiale de Ledermann (1969), les fonctions $\epsilon(ESPM_t)$ et $\epsilon(ESPW_t)$ sont des fonctions identité.

⁸² Le ratio de dépendance est ici égal à (population âgée de 65 ans ou plus / population âgée entre 15 et 64 ans).

et des paramètres $a(i)$, $b(i)$, $c(i)$ et $d(i)$ mais cette mise à jour n'existe pas.

Dans ce contexte, la solution adoptée ici consiste à utiliser le polynôme d'ajustement de Léridon mais en modifiant légèrement la valeur de son coefficient du second degré de manière à ce qu'à hypothèses démographiques identiques à celles des projections officielles la présente maquette fournisse un ratio de dépendance proche de ces projections officielles. Au lieu d'utiliser la valeur 0.009 comme Léridon, des valeurs légèrement plus élevées de 0.0115 pour les hommes et 0.01 pour les femmes⁸³ conduisent à de très bons résultats pour l'ensemble des pays (cf. *infra*), tant en ce qui concerne le ratio de dépendance que les quotients de mortalité aux âges moyens.⁸⁴ Cette solution retient le meilleur des approches de Ledermann et de Léridon et permet d'obtenir, à hypothèses identiques, des simulations démographiques en ligne avec les projections nationales utilisées dans les scénarios du MEGGI.⁸⁵

Comparaison avec d'autres simulations démographiques

La maquette de simulation démographique ne présente d'utilité que si elle est à même de reproduire, à hypothèses démographiques identiques et avec une précision suffisante, les projections démographiques officielles utilisées dans les scénarios du modèle d'équilibre général. Les principales hypothèses communes aux projections du modèle et aux projections nationales portent ici sur les gains d'espérance de vie d'ici 2050, le taux de fertilité et les flux migratoires annuels nets.⁸⁶

Une première approche peut consister à comparer les ratios de dépendance associés

⁸³Le paramètre utilisé pour les hommes est légèrement supérieur à celui des femmes pour prendre en compte la réduction graduelle de l'écart de longévité entre les deux sexes qui devrait - selon la littérature - se poursuivre au cours des prochaines décennies.

⁸⁴L'ajustement proposé ici demeure naturellement de la seule responsabilité de l'auteur. Néanmoins, H.Léridon a été informellement consulté sur ce point et n'a pas émis d'objection.

⁸⁵A titre informatif, la méthode de Ledermann présente une imperfection qui ne semble pas pouvoir trouver de solution. Comme le note Ledermann (p. 21 et p.23) : "*Les tables-types de quotient dont l'entrée est l'espérance de vie à la naissance présentent une anomalie sans remède. (...) les tables des valeurs centrales des quotients de toutes les situations ayant en commun une [même] espérance de vie (...) n'ont pas finalement, pour espérance de vie de fermeture, l'espérance de vie (...) que toutes ces situations ont en commun*". Ledermann explique les raisons de cet écart et prouve qu'il ne peut être évité. Pour des espérances de vie de l'ordre de 80 ans, il trouve que l'espérance de vie d'entrée est supérieure de l'ordre de 4 ans à l'espérance de vie de fermeture, i.e. celle qui est recalculée à partir des effectifs obtenus en utilisant ses formules et l'hypothèse initiale d'espérance de vie. Dans la maquette avec paramètres ajustés, on obtient un ordre de grandeur identique.

⁸⁶Dans les comparaisons avec les projections officielles, l'âge moyen des mères au cours d'une période converge linéairement vers 30 ans en 2050 dans la maquette de simulation. La mortalité aux grands âges est calculée comme une moyenne non pondérée d'une loi de Gompertz et d'une situation de stabilisation de la mortalité après 85 ans (cf. *supra*). Enfin, la mortalité infantile est supposée stable sur la période de simulation et égale à son niveau atteint en 2000. L'impact sur les simulations démographiques du choix d'autres valeurs pour ce dernier paramètre serait très limité, la mortalité infantile dans les 4 pays étudiés étant aujourd'hui très basse et peu susceptible de se redresser sensiblement au cours des prochaines décennies.

aux projections officielles avec ceux obtenus dans la maquette de simulation à hypothèses démographiques identiques. La figure 2.29 présente les résultats obtenus pour les quatre pays étudiés. Ces résultats paraissent satisfaisants car l'écart moyen entre le ratio de dépendance simulé et le ratio de dépendance officiel reste compris sur toute la période de projection entre 1% et 2%. La maquette ne semble pas affectée d'un biais systématique et la trajectoire du ratio de dépendance est bien reproduite.

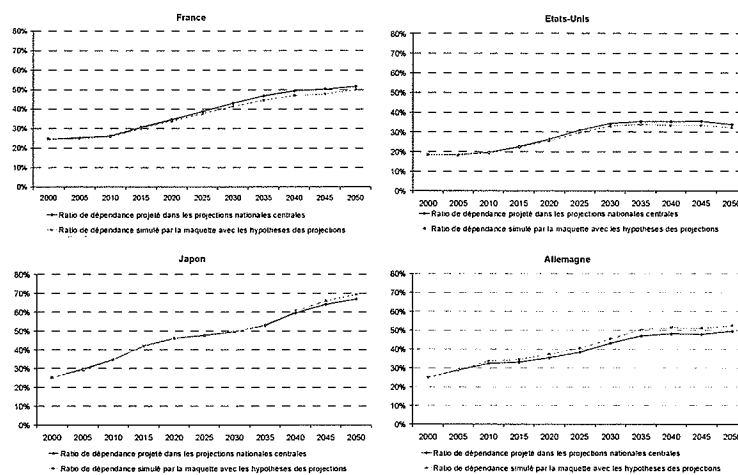


FIG. 2.29 – Simulations du ratio de dépendance et projections officielles

Une comparaison plus détaillée des structures démographiques dans le modèle et dans les sources officielles confirme la précision satisfaisante de la maquette de simulation démographique. La structure de la population pouvant être présentée sous la forme d'une matrice quinquennale (par groupe d'âge et période), il est aisé de calculer les écarts d'effectifs projetés pour chaque groupe d'âge et chaque période. La figure 2.30 présente les résultats obtenus pour les quatre pays étudiés. Ces résultats sont satisfaisants dans la mesure où la maquette reproduit les projections officielles en moyenne à $\pm 2\%$ près. Les écarts maximaux dépassent rarement 5%.^{87 88}

⁸⁷ Les écarts observés sur données françaises pour les âges supérieurs à 80 ans demeurent très proches de 10% et ne concernent que des classes d'âge aux effectifs déjà réduits par la mortalité, ce qui explique que le ratio de dépendance simulé demeure proche du ratio de dépendance associé aux projections officielles.

⁸⁸ A titre informatif, l'efficacité de la maquette de simulation démographique a été comparée sur données américaines à celle de la maquette de projection du Census Bureau américain, dont le fonctionnement nécessite de nombreuses hypothèses démographiques. Sur la période 2000-2050, l'écart absolu moyen est de 1.4% dans une simulation effectuée avec la maquette du Census Bureau, légèrement inférieur à l'écart absolu moyen dans notre maquette (2.1%). Dans la maquette du Census Bureau néanmoins, l'estimation des survivants aux âges élevés est assez mauvaise. Au total, la maquette du Census Bureau doit préférentiellement être employée pour des projections de population active, alors que la présente maquette de

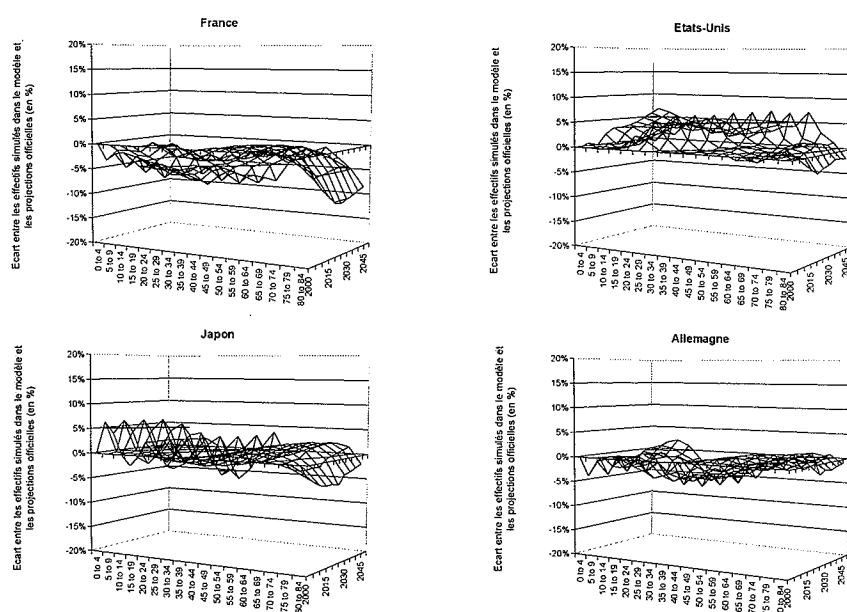


FIG. 2.30 – Différences entre la structure de la population simulée et la structure de la population dans les projections officielles, à hypothèses démographiques identiques (en %)

2.3.2 Annexe 2 : une extension du modèle aux problèmes de soutenabilité des finances publiques

La possibilité du recours à l'endettement pour financer l'accélération des dépenses de retraite n'est pas prise en compte dans les 4 scénarios de réforme envisagés dans le chapitre 2. Elle soulève la problématique de la soutenabilité des finances publiques dans un contexte de vieillissement, alors que le stock de dette de départ est déjà élevé.

Cette annexe présente une extension du modèle d'équilibre général permettant d'aborder cette question. La modélisation des finances publiques y est plus complète et détaillée que dans le chapitre 2.⁸⁹

En l'absence de consolidation budgétaire, la trajectoire des finances publiques au cours des prochaines décennies deviendrait en effet non soutenable au sein de la zone euro (cf. Commission Européenne, 2003). Une littérature empirique abondante⁹⁰ évalue les ajustements nécessaires en recourant dans la plupart des cas à la méthode du "tax gap". Cette

simulation gagne davantage à être utilisée pour des projections de populations totales comprenant les âges élevés.

⁸⁹ Cette annexe résume Cournède et Gonand (2006).

⁹⁰ European Commission (2006) pour un *survey* des estimations disponibles.

méthode procède à un calcul comptable évaluant l'augmentation des prélèvements obligatoires nécessaire pour rembourser ou stabiliser le stock de dette publique à l'horizon de quelques décennies. La méthode présente l'avantage de la simplicité mais aussi un certain nombre d'inconvénients. Elle peut suggérer que l'augmentation de la pression fiscal-social constitue l'unique réponse pour assurer la soutenabilité des finances publiques. Elle suppose qu'une hausse des prélèvements obligatoires ou une baisse des dépenses sont deux moyens symétriques de rétablissement des comptes publics.

A la différence de la méthode statique du *tax gap*, cette annexe utilise le cadre dynamique du MEGGI à temps de travail endogène pour simuler l'impact sur la croissance de différentes politiques de consolidation dans un contexte de pressions sur les dépenses publiques sensibles à la démographie (retraite, santé) et où le remboursement de la dette devient plus pressant.

La version du modèle utilisée dans cette section est identique à celle présentée en 2.2 sous réserve des modifications présentées *infra*.

L'extension du modèle consiste ici à enrichir la modélisation des finances publiques, avec un régime de dépenses de santé, un stock de dette à rembourser et des dépenses en biens publics non liées au vieillissement. Le bloc démographique est paramétré à partir de l'agrégation de simulations démographiques pour les pays membres de la zone euro obtenues à partir du modèle démographique de l'annexe 1 (cf. *supra*, 2.3.1) et des hypothèses démographiques officielles des pays membres.

Le bloc relatif aux finances publiques comporte un régime de retraite par répartition identique à celui du MEGGI décrit en 2.2 et désormais un stock de dette à rembourser, un régime d'assurance-maladie et des dépenses en biens publics non liées au vieillissement qui sont présentés *infra*. Le régime d'assurance-chômage est supprimé. 4 scénarios de réforme des finances publiques sont distingués. Le tableau 2.31 résume les principales caractéristiques des 4 scénarios de réforme des finances publiques simulés dans le modèle.

- dans le scénario *TU*,⁹¹ le régime de retraite est équilibré chaque année grâce à une modification du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$). Le taux de remplacement et l'âge de départ à la retraite sont inchangés sur l'ensemble de la période de projection. Le stock de dette publique accumulé en 2004 est fixé à $B_{2004} = 71\% \cdot GDP_{2004}$ et commence à être remboursé (service inclu) en 2005. Il est supposé intégralement remboursé en 2025 de façon à ce que les finances publiques soient assainies précisément au moment où les conséquences financières du vieillissement atteignent leur plus grande intensité.⁹² Le taux d'intérêt sur la dette est égal au taux d'intérêt d'équilibre du modèle (r_t). La dette publique

⁹¹TU pour "higher pension Tax and Unchanged age of retirement".

⁹²Retenir l'hypothèse d'une cible de 60% du PIB pour le stock de dette en 2025 ne garantirait pas le maintien de la soutenabilité des finances publiques dans un contexte de vieillissement à long terme.

Il est même possible d'argumenter qu'une situation nette positive des finances publiques n'est pas envisageable dans la mesure où elle permettrait de financer l'accélération des dépenses publiques liées au vieillissement. C'est notamment le cas des dépenses de santé qui peuvent difficilement être diminuées de façon drastique et correspondent à des coûts difficiles à imputer en totalité aux patients. Ainsi, les généra-

	Scénario TU	Scénario SU	Scénario TR	Scénario SR
Le régime de retraite est équilibré par :	Hausse du taux de cotisation vieillesse	Baisse du taux de remplacement pour nouveaux retraités	Hausse de l'âge de départ en retraite + hausse résiduelle des cotisations vieillesse	Hausse de l'âge de départ en retraite + baisse résiduelle du taux de remplacement pour nouveaux retraités
La dette publique est remboursée en 2005 et 2025 par :	Taxe proportionnelle sur les salaires et les pensions	Baisse des dépenses publiques non liées à la démographie	Taxe proportionnelle sur les salaires et les pensions	Baisse des dépenses publiques non liées à la démographie
Les dépenses publiques non liées à la démographie sont financées par :	Taxe proportionnelle et constante sur les salaires et les pensions	Taxe proportionnelle et constante sur les salaires et les pensions	Taxe proportionnelle et constante sur les salaires et les pensions	Taxe proportionnelle et constante sur les salaires et les pensions
Le régime public d'assurance-maladie est équilibré par :	Hausse du taux de cotisation maladie	Hausse du taux de cotisation maladie	Hausse du taux de cotisation maladie	Hausse du taux de cotisation maladie

FIG. 2.31 – Principales caractéristiques des scénarios de réforme des finances publiques simulés dans le modèle étudiant leur soutenabilité

est remboursée grâce à un prélèvement obligatoire proportionnel ($\tau_{t,D}$) *ad hoc* assis sur les revenus du travail et les pensions de retraite perçus entre 2005 et 2025 inclus, soit avec les notations déjà utilisées :

$$\tau_{t,D} = \frac{B_{2004}/21 + r_{t-1}B_{t-1}}{\sum_a [\ell_{t,a}w_t\varepsilon_a v_{t,a}N_{t,a} + \Phi_{t,a}\pi_{t,a}N_{t,a}]} \quad \forall t \in [2005; 2025]$$

où $B_t = B_{t-1}(1 + r_{t-1}) - \tau_{t,D} \sum_a [\ell_{t,a}w_t\varepsilon_a v_{t,a}N_{t,a} + \Phi_{t,a}\pi_{t,a}N_{t,a}]$ correspond au stock de dette publique restant à rembourser à la fin de l'année t . L'existence entre 2005 et 2025 de l'impôt *ad hoc* lié au remboursement de la dette est anticipée par les ménages.

Le régime d'assurance maladie est financé par un autre impôt proportionnel ($\tau_{t,H}$) assis sur les seuls revenus du travail. Il est supposé toujours équilibré grâce à des mouvements annuels de ce taux de cotisations maladie :

$$\tau_{t,H} = \frac{\sum_a C_H h_{a,H} A_t N_{t,a}}{\sum_a \ell_{t,a} w_t \varepsilon_a v_{t,a} N_{t,a}} \quad \forall t$$

où $h_{a,H}$ représente un niveau relatif de dépenses publiques d'assurance-maladie et liée à la dépendance en fonction de l'âge a d'une cohorte (OECD, 2006), A_t est le niveau de

tions actuellement actives pré-financeraient l'accélération future de leur demande de soins (voir par exemple OECD, 2005a). Etant donné la difficulté de déterminer précisément le niveau désirable de position nette, une cible de dette nulle en 2025 semble constituer une hypothèse raisonnable et plutôt prudente. C'est celle qui a été retenue dans un travail récent de l'OCDE.

productivité totale des facteurs dans la fonction de production, C_H est une constante de calibration telle que $\tau_{2004,H} = 11\%$.^{93 94}

Les dépenses publiques non liées à la structure de la population par âge sont financées par un prélèvement obligatoire $\tau_{t,NA}$ assis sur les revenus bruts du travail et les pensions de retraite. Ces dépenses bénéficient aux ménages sous la forme de transfert en espèces répartis au sein de la population de façon forfaitaire et donc sans considération de l'âge. Le montant $d_{t,NA}$ de dépense publique non liée à l'âge constitue un *proxy* monétaire pour les biens et services en nature produits par le secteur public et consommés par les ménages. Il est tel que :⁹⁵

$$d_{t,NA} = \frac{\tau_{t,NA} \sum_a [\ell_{t,a} w_t \varepsilon_a v_{t,a} N_{t,a} + \Phi_{t,a} \pi_{t,a} N_{t,a}]}{\sum_a N_{t,a}} \quad \forall t$$

- dans le *scénario* SU^{96} , le régime de retraite est équilibré chaque année grâce à une modification du taux de remplacement applicable aux futurs retraités (p_t), qui devient endogène à partir de 2005, selon la formule itérative présentée en 2.2. Le taux de cotisations sociales et l'âge de départ à la retraite restent inchangés sur l'ensemble de la période de projection. Le régime d'assurance-maladie est inchangé par rapport au scénario SU. La dette publique est remboursée grâce à une baisse sur la période 2005-2025 du montant de dépense publique non liée à l'âge. Ainsi, $\tau_{t,D} = 0$ et $d_{t,NA}$ vérifie :

⁹³Dans le modèle, seuls les facteurs démographiques contribuent à modifier le montant total des dépenses d'assurance-maladie. OECD (2006) laisse entendre cependant qu'une telle hypothèse est probablement réductrice dans la mesure où les effets liés à l'augmentation du revenu moyen et au progrès médical sont très importants. Néanmoins, la présente analyse porte sur la politique budgétaire, non sur les modalités de réforme des régimes d'assurance-maladie et les hypothèses prudentes qui ont été retenues en matière de dépenses de santé n'ont que peu d'impact sur les simulations présentées. Enfin, la dynamique des dépenses de santé dans le modèle (cf. *infra*) reste pour l'essentiel cohérente avec les projections de OECD (2006). En outre, l'hypothèse de financement des dépenses de santé par des hausses de cotisations sociales est identique pour tous les scénarios de réforme des finances publiques envisagés (cf. *infra*) et n'affecte donc pas les comparaisons entre les scénarios.

⁹⁴Les dépenses publiques d'assurance-maladie ne sont pas modélisées comme des transferts en espèces bénéficiant aux ménages. Elles influencent cependant favorablement l'utilité des ménages en contribuant implicitement à l'allongement de l'espérance de vie pris en compte dans le bloc démographique. En d'autres termes, l'utilité que les ménages tirent des dépenses de santé est ici liée non à un revenu plus élevé mais à une vie plus longue.

⁹⁵Avec cette spécification, le montant de dépenses publiques non liées à l'âge est indexé sur les gains de PGF et demeure ainsi constant en part de PIB (à quelques effets de composition très limités près). L'existence de ce régime public de dépenses forfaitaires introduit une redistribution entre cohortes vivantes à une même année dans la mesure où le montant absolu de taxe $\tau_{t,NA}$ n'est pas constant selon l'âge (parce que le montant d'unités de travail efficient qui sont taxées dépend de l'âge) alors que $d_{t,NA}$ est en revanche constante par rapport à l'âge a .

⁹⁶SU pour "lower Spending and Unchanged age of retirement".

$$d_{t,NA} = \frac{\tau_{t,NA} \sum_a [\ell_{t,a} \omega_t \varepsilon_a \nu_{t,a} N_{t,a} + \Phi_{t,a} \pi_{t,a} N_{t,a}] - B_{2004}/21 - r_{t-1} B_{t-1}}{\sum_a N_{t,a}} \quad \forall t$$

• dans le *scénario TR*,⁹⁷ le régime de retraite est équilibré chaque année à partir de 2005 grâce à une hausse progressive de l'âge moyen effectif de départ à la retraite (de 1.25 année par décade) et d'un ajustement complémentaire limité du taux de cotisations sociales ($\tau_{t,P}$). Comme dans le scénario TU, la dette publique est remboursée grâce à un prélèvement obligatoire ($\tau_{t,D}$) *ad hoc* assis sur les revenus du travail et les pensions de retraite perçus entre 2005 et 2025. Le régime d'assurance-maladie est toujours maintenu à l'équilibre grâce à des mouvements annuels du taux de cotisations maladie ($\tau_{t,H}$).

• dans le *scénario SR*,⁹⁸ le régime de retraite est équilibré chaque année à partir de 2005 grâce à une hausse progressive de l'âge moyen effectif de départ à la retraite (de 1.25 année par décade) et d'un ajustement complémentaire du taux de remplacement applicable aux futurs retraités (p_t), qui devient endogène à partir de 2005 (cf. 2.2). Comme dans le scénario SU, la dette publique est remboursée grâce à une baisse sur la période 2005-2025 du montant de dépense publique non liée à l'âge ($d_{t,NA}$).

Dans les trois scénarios SU, TR et SR, les réformes sont annoncées en 2005 et déclenchent une réoptimisation des cohortes vivantes à cette date (cf. 2.2.2). Le régime d'assurance-maladie est toujours inchangé par rapport aux autres scénarios et équilibré par des hausses de cotisations maladie.

La modélisation des ménages est pratiquement inchangée par rapport à la version du modèle présentée en 2.2. Seules sont modifiées les expressions analytiques du revenu d'un individu appartenant à la sous-cohorte des salariés net de taxes ($\omega_{t,a}$) et du revenu net total de l'individu moyen représentatif d'une cohorte ($y_{t,a}$) pour tenir compte des transferts publics en espèces ($d_{t,NA}$), soit respectivement :⁹⁹

$$\begin{aligned} \omega_{t,a} &= \omega_t \varepsilon_a (1 - \tau_{t,D} - \tau_{t,P} - \tau_{t,H} - \tau_{t,NA}) + d_{t,NA} \\ y_{t,a} &= \ell_{t,a} \omega_t \varepsilon_a (1 - \tau_{t,D} - \tau_{t,P} - \tau_{t,H} - \tau_{t,NA}) + d_{t,NA} + \Phi_{t,a} \end{aligned}$$

La paramétrisation du modèle est presque identique à celle présentée en 2.2. L'âge moyen de départ en retraite en début de projection est égal à la moyenne pondérée des âges moyens de départ à la retraite dans les pays de la zone euro, soit 61 ans. Le taux de remplacement moyen pondéré est de 62% (OECD, 2005b). Les valeurs de $\tau_{t,P}$ (le taux de

⁹⁷TR pour "higher pension and debt Taxes, Rising age of retirement".

⁹⁸TR pour "lower Spending, Rising age of retirement".

⁹⁹La modification de l'expression analytique de $\omega_{t,a}$ permet en particulier de tenir compte de l'impact sur l'offre de travail optimale des ménages des modifications de dépenses publiques $d_{t,NA}$ (via l'équation d'Euler). L'existence de ce lien complique un peu la programmation du modèle.

cotisations vieillesse), $\tau_{t,H}$ (le taux de cotisations maladie) et $\tau_{t,NA}$ (le taux de cotisation finançant les dépenses publiques non liées à l'âge) sont fixées en 2004, année précédant la mise en oeuvre des réformes dans le modèle, de façon à ce que le taux de prélèvements obligatoires soit égal à 49% du PIB et que la structure des dépenses publiques par catégories (retraites, santé, autres dépenses non liées à l'âge) soit cohérente avec les données de comptabilité nationale disponibles pour la zone euro. Cette paramétrisation aboutit aux valeurs suivantes : $\tau_{2004,P} = 20.3\%$, $\tau_{2004,H} = 11.0\%$ et $\tau_{2004,NA} = 18.0\%$. Enfin le modèle est calibré sur un taux d'intérêt d'équilibre à l'année de base fixé à 3,5%, qui correspond à l'équilibre de très long terme du modèle à un taux d'escompte des ménages de 2%.

Les figures 2.32 et 2.33 présentent les trajectoires des principales variables macroéconomiques du modèle dans les 4 scénarios TU, SU, TR et SR envisagés :

- *dans le scénario TU*, l'augmentation des prélèvements obligatoires est massive à long terme et le taux de prélèvements obligatoires s'établit à 66% en 2030 (contre 49% en 2000).¹⁰⁰ Par ailleurs, les quantités disponibles de capital et le travail dans ce scénario TU sont inférieures en 2020 à leurs niveaux de 2000.¹⁰¹

- *dans le scénario SU*, le redressement des prélèvements obligatoires est beaucoup plus contenu que dans le scénario TU : la part de ces prélèvements dans le PIB s'établit ainsi à 52% en 2030 (contre 66% dans le scénario TU). Le niveau total de dépenses publiques est cependant inférieur de 17% en 2030. Le ratio capital/travail se stabilise. Les salaires nets sont sensiblement plus élevés dans ce scénario. En revanche, les revenus de transferts sont beaucoup plus contenus.

- *dans le scénario TR*, l'augmentation des cotisations vieillesse nécessaire pour équilibrer le régime de retraite, dans un contexte où l'âge de départ en retraite augmente, est limitée. Au total, le taux de prélèvements obligatoires s'établit à 58% en 2030 (contre 66% dans le scénario TU) alors que le niveau absolu total des dépenses publiques n'est inférieur que de 8% à son niveau dans le scénario TU.

- *dans le scénario SR*, le poids des prélèvements obligatoires dans le PIB est pratiquement inchangé (52% en 2030 contre 49% en 2000). Les dépenses publiques sont assez strictement maîtrisées, leur part dans le PIB étant 15 points de pourcentage inférieure en

¹⁰⁰ L'évolution de la part des prélèvements obligatoires dans le PIB dans ce scénario ne peut pas être directement comparée aux estimations standards de *tax gap*. Les estimations de *tax gap* de la commission européenne (European Commission, 2006) tiennent compte d'un certain nombre de réformes futures non encore mises en oeuvre dans les Etats membres. En outre, le modèle dynamique tient compte ici de l'impact défavorable sur la croissance associé à un alourdissement de la pression fiscal-sociale.

¹⁰¹ La trajectoire du temps de travail moyen agrégé, qui est un composant de la population active exprimée en stock d'heures efficaces travaillées, traduit pour l'essentiel l'impact des variations du salaire net. La condition intratemporelle du premier ordre dans le programme de maximisation des ménages suggère que les mouvements du salaire net et du temps de travail sont positivement corrélés.

Dans la mesure où les ménages lissent leurs trajectoires intertemporelles de consommation et d'offre de travail, les résultats du modèle ne permettent pas de fournir une élasticité instantanée du temps de travail par rapport aux prélèvements obligatoires.

2030 à celle du scénario TU. Le taux de croissance de l'activité plus élevé grâce à l'augmentation de l'âge de départ à la retraite qui soutient l'offre de travail et à un ajustement du taux de remplacement du régime de retraite¹⁰² qui favorise l'épargne des ménages et une accumulation du capital plus dynamique (conjointement à une baisse des dépenses publiques non liées à l'âge).

Le taux de croissance annuel moyen du PIB serait en moyenne supérieur de 0.2% au cours de la décennie 2010 dans le scénario SU par rapport au scénario TU, en raison d'une accumulation du capital plus rapide et d'un niveau des prélèvements obligatoires plus bas. En 2030, le niveau du PIB réel par tête serait ainsi plus élevé de 5% dans le scénario SU que dans le scénario TU.

La croissance du PIB est plus élevée dans les scénarios avec hausse de l'âge de départ à la retraite (TR et SR) que dans les scénarios TU et SU. Par ailleurs, le taux de croissance moyen dans le scénario SR, qui correspond à une maîtrise plus stricte des dépenses publiques, est supérieur à celui du scénario TR où l'augmentation des taxes est plus importante. Le taux de croissance annuel moyen du PIB serait ainsi supérieur de 0.1% au cours de la décennie 2010 en moyenne dans le scénario SR par rapport au scénario TR, et de 0.34% par rapport au scénario TU. Cette différence traduit le fait que la réforme SR stimule à la fois la population active et l'accumulation du capital, alors que la réforme TU ne stimule ni l'un ni l'autre.

Les implications de ces résultats pour la politique économique paraissent intéressantes :

- *des consolidations budgétaires maîtrisant les dépenses non prioritaires ne sont pas symétriques de consolidations augmentant les prélèvements obligatoires.* Cet écart résulte notamment de différences d'impacts sur les comportements d'épargne et donc sur le rythme d'accumulation du capital. Des consolidations procédant à d'importantes hausses d'impôts pèsent sur l'accumulation de capital et dépriment l'activité. Sur le marché du travail, les effets revenu et substitution se compensent en grande partie : des taxes plus élevées rendent le loisir relativement plus attractif (effet substitution) mais elles génèrent un besoin plus important d'augmenter le temps de travail pour maintenir le niveau de consommation (effet revenu) et lisser son profil intertemporel. Cournède et Gonand (2006) suggèrent que l'asymétrie entre les deux types de consolidations budgétaires est probablement plus importante dans la réalité que dans le modèle.

- *une complémentarité existe entre réformes structurelles pertinentes et réformes fiscales.* Les résultats du modèle suggèrent que les consolidations alliant maîtrise des dépenses non prioritaires et augmentation de l'âge de départ à la retraite (scénario SR) se traduisent par une croissance plus élevée que des consolidations diminuant les dépenses publiques de façon drastique (scénario SU). En effet, le revenu par tête dans le scénario SR est supérieur de 8% à celui du scénario SU en 2050. En d'autres termes, la maîtrise

¹⁰²L'ajustement du taux de remplacement dans le scénario SR (-21 points de pourcentage entre 2005 et 2030) est significativement plus limité que l'ajustement de cette même variable dans le scénario SU (-34 points de pourcentage).

des dépenses gagne à être menée en parallèle de réformes structurelles pertinentes (*i.e.*, hausse de l'âge de départ à la retraite) pour minimiser les pertes de croissance associées au vieillissement.

Au total, l'extension du modèle à la prise en compte des problème de soutenabilité des finances publiques dans un contexte de vieillissement montre que le choix entre des hausses de prélèvements obligatoires ou une maîtrise réelle des dépenses a des implications importantes pour le taux de croissance moyen futur de la zone euro. Les simulations effectuées suggèrent notamment que le PIB par tête serait 17% plus élevé à l'horizon 2050 si la consolidation budgétaire porte sur le niveau de dépenses publiques (incluant notamment une hausse de l'âge de départ en retraite) plutôt que sur le niveau du taux de prélèvements obligatoires (figure 2.32).

La conclusion de cet exercice ne consiste pas à prétendre que les dépenses publiques seraient mauvaises en soi pour l'économie, mais qu'une baisse des dépenses dans des secteurs non prioritaires permettrait de dégager des gains significatifs en matière de croissance par comparaison à un recours massif aux prélèvements obligatoires.

Scénario TU : augmentation du taux de cotisations vieillesse et maladie, remboursement de la dette par prélèvement d'un impôt ad hoc. Scénario SU : baisse du taux de remplacement futur, remboursement de la dette par baisse des dépenses publiques non liées à l'âge, augmentation du taux de cotisation maladie. Scénario TR : augmentation de l'âge de départ à la retraite, hausse contenue du taux de cotisations vieillesse, remboursement de la dette par prélèvement d'un impôt ad hoc, augmentation du taux de cotisation maladie. Scénario SR : augmentation de l'âge de départ à la retraite, baisse contenue du taux de remplacement futur, remboursement de la dette par baisse des dépenses publiques non liées à l'âge, augmentation du taux de cotisation maladie.

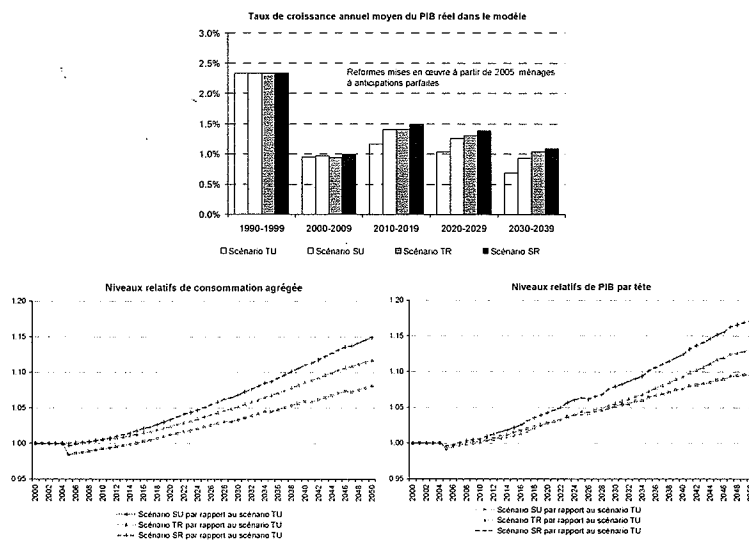


FIG. 2.32 – Niveau et taux de croissance moyen du PIB réel par tête dans la zone euro

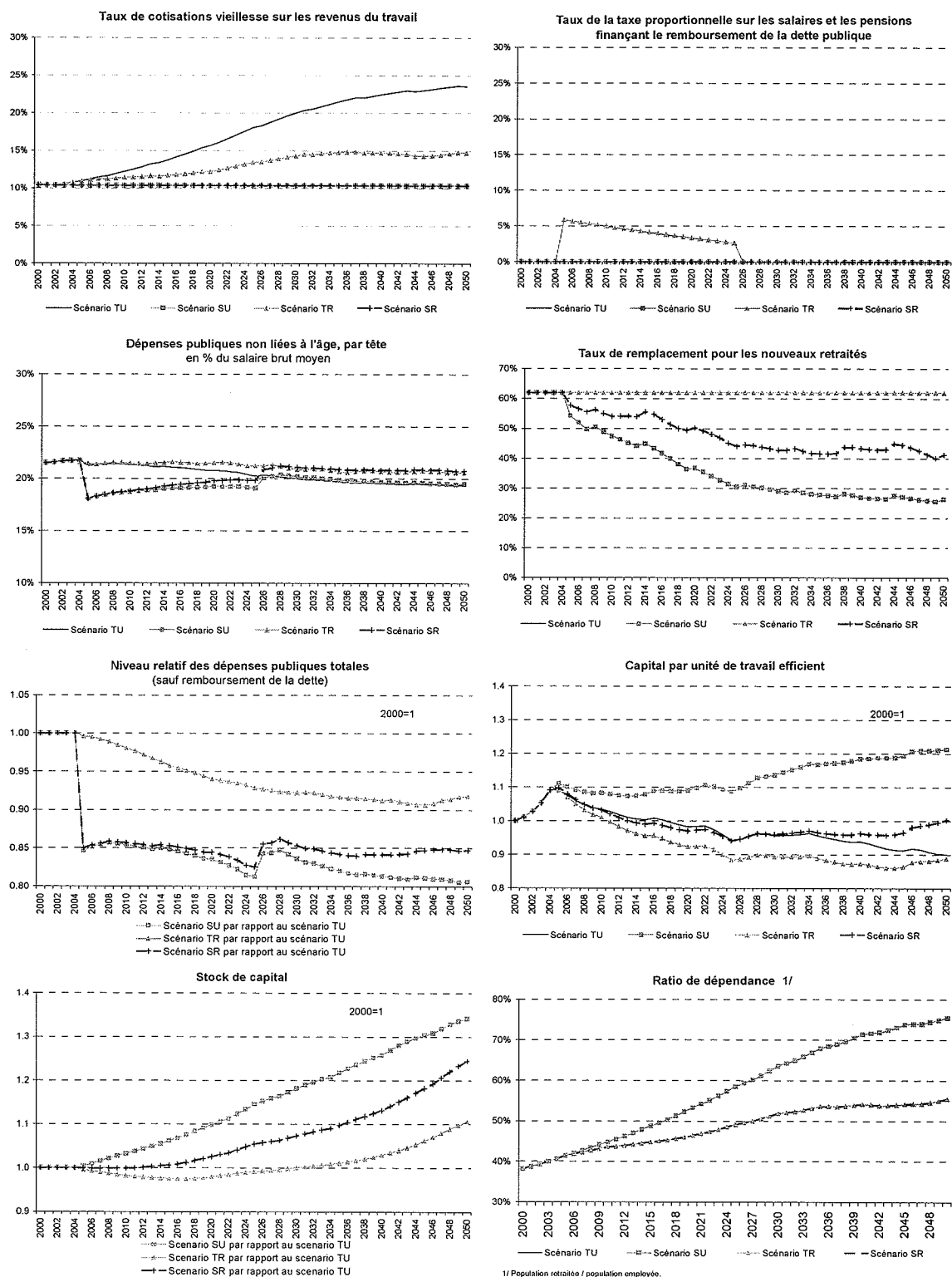


FIG. 2.33 – Simulations de différents scénarios de consolidation des finances publiques dans la zone euro

Chapitre 3

La prise en compte des conséquences redistributives des réformes des retraites selon l'âge et le niveau de revenu

Le chapitre 2 a analysé l'influence de différentes réformes des retraites par répartition sur la croissance et le niveau de vie. Il a mis en évidence la difficulté à choisir entre différents scénarios de réforme, notamment en France, sur la base du seul critère de l'effet sur la croissance, mis à part le cas d'un ajustement exclusif par les cotisations sociales.

A l'évidence, les effets économiques des réformes des retraites par répartition ne se limitent pas à une influence sur la production de richesse. Elles modifient aussi les conditions de redistribution des revenus. Plus précisément, leur coût en bien-être peut être réparti de façon inégale selon l'âge ou le niveau de revenu. Du point de vue du planificateur social, le choix d'une réforme des retraites consiste alors à maximiser la croissance sous la contrainte d'une maîtrise de ses effets redistributifs.

On envisage ici les quatre même réformes-types des régimes de retraites du chapitre 2.¹ Deux critères supplémentaires sont pris en compte dans le choix d'une réforme des retraites par répartition et font l'objet des analyses de ce chapitre : les effets de redistribution

¹ Les deux premières réformes envisagées ont en commun de maintenir inchangé l'âge moyen effectif de départ à la retraite. Le scénario 1 correspond à une augmentation du taux de cotisations sociales à taux de remplacement inchangé. Le scénario 2 est associé à une baisse du taux de remplacement pour les futurs retraités, à taux de cotisations sociales inchangé. Les deux dernières réformes ont en commun d'augmenter l'âge moyen effectif de départ à la retraite de 1,25 année tous les dix ans à partir de 2005 et jusqu'en 2045. Dans le scénario 3, en plus de l'augmentation de l'âge de départ à la retraite, le taux de cotisations sociales est ajusté pour équilibrer exactement le régime. Dans le scénario 4, le paramètre ajusté est le taux de remplacement et le taux de cotisations sociales est maintenu inchangé.

inter-générationnelle (i.e., selon l'âge) des réformes et leurs effets de redistribution intra-générationnelle (i.e., selon le niveau de revenu).

L'analyse des effets de redistribution inter-générationnelle fait l'objet de la première section du chapitre. Elle tire profit des résultats du MEGGI avec offre de travail endogène du chapitre 2. Ce type de modélisation constitue en effet un outil bien adapté pour aborder l'étude des effets de redistribution inter-générationnelle. Elle permet le calcul des niveaux d'utilité courante et intertemporelle tout en tenant compte des effets associés à l'équilibre général. Les résultats du modèle permettent ainsi de calculer l'impact des réformes des retraites sur le bien-être des cohortes en fonction de leur âge et donc de quantifier leurs effets redistributifs intergénérationnels.² Ces calculs tirent aussi profit de la modélisation détaillée des phénomènes démographiques, avec plusieurs dizaines de cohortes simulées chaque année.

En l'absence de modification de l'âge effectif de départ en retraite (scénarios 1 et 2), les effets de redistribution intergénérationnelle des réformes des retraites sont importants. Pour une bonne part, ils se traduisent par un conflit de répartition opposant les baby-boomers à leurs enfants. Une réforme augmentant le taux de cotisations sociales (scénario 1) avec âge de départ en retraite et taux de remplacement inchangés pèse sensiblement plus sur le bien-être des jeunes actifs que sur celui des baby-boomers nés avant 1970. Elle fait en effet supporter aux premiers un alourdissement sensible des prélèvements obligatoires sur l'ensemble de leur vie active. Pour les actifs âgés proches de la retraite, l'alourdissement est limité et ne porte que sur un nombre restreint d'années. Dans le scénario 2 avec baisse du taux de remplacement et âge de départ en retraite inchangé, les classes d'âge les plus touchées par la réforme sont en revanche celles du baby-boom (i.e., nées avant le début des années 1970). Par rapport au scénario 1, les jeunes actifs actuels bénéficient du gel de cotisations sociales et l'influence défavorable sur le bien-être du repli de leur pension future est faible en valeur actualisée. Les actifs proches de l'âge de la retraite pâtissent beaucoup plus d'un repli sensible de la pension de retraite qui leur sera versée dans les prochaines années.

Les réformes augmentant l'âge de la retraite (scénarios 3 et 4) permettent en revanche de répartir le coût en bien-être de la réforme de façon moins inégale entre toutes les générations actives. Une hausse de l'âge de la retraite pèse sur le bien-être en ce qu'elle diminue la quantité de loisir, toutes choses égales par ailleurs. Cet effet ne dépend pas directement ni sensiblement de l'âge. En conséquence, les effets de redistribution intergénérationnelle des

²Les effets sur le bien-être des réformes des systèmes de retraites peuvent aussi différer en fonction d'autres critères : revenu, espérance de vie, santé, nombre d'enfants.... Dans le cadre du modèle d'équilibre général, les cohortes sont supposées homogènes et les individus ne diffèrent dans le modèle que par leur âge, à l'exclusion de toute autre caractéristique individuelle.

La modélisation en équilibre partiel de la section 3.2 aborde la question de l'impact des réformes des retraites selon l'âge et le niveau de revenu salarial. Elle montre que les effets de redistribution intra-générationnelle liés aux revenus demeurent contenus dans un régime de retraite où les pensions sont strictement proportionnelles aux salaires passés, en l'absence d'un mécanisme de type "minimum vieillesse".

réformes augmentant l'âge de la retraite sont mieux répartis sur tous les actifs.

L'analyse des utilités intertemporelles montre aussi qu'aucune réforme des retraites par répartition n'est paréto-améliorante par rapport aux autres. Ce résultat est vérifié dans tous les pays analysés. Par rapport au scénario central avec âge de la retraite inchangé et hausse du taux de cotisations sociales (scénario 1), les réformes des retraites tendent toutes à peser plus ou moins sur le bien-être intertemporel des baby-boomers et à favoriser plus ou moins celui de leurs enfants et des générations futures.

Dans ce contexte, le choix du planificateur social n'est pas trivial et l'emploi d'une fonction de choix social devient nécessaire. Il permet de modéliser le choix d'un planificateur simultanément soucieux de favoriser de niveau de vie tout en limitant les inégalités intergénérationnelles. Ces fonctions de bien-être social agrègent les utilités intertemporelles et tiennent compte du degré d'aversion des pouvoirs publics à l'inégalité intergénérationnelle et leur degré de prise en compte de l'influence des réformes sur le bien-être des générations futures. Deux types de fonctions de bien-être social sont utilisées selon qu'elles opèrent une permutation des utilités intertemporelles et les pondèrent d'autant plus qu'elles sont faibles (Gini généralisé) ou qu'elles agrègent les utilités intertemporelles après application d'une transformation croissante et concave (Kolm et Pollack). Selon les valeurs du paramètre d'aversion à l'inégalité intergénérationnelle du planificateur, les préférences sociales tendent vers l'utilitarisme de la moyenne avec aversion nulle à l'inégalité intergénérationnelle, ou vers le maximin, ou s'établissent dans une situation intermédiaire.

Sur données françaises, si les pouvoirs publics sont peu sensibles à l'inégalité intergénérationnelle et relativement soucieux du bien-être des générations futures, leur choix final de réforme des retraites privilégie le scénario 2 où l'âge de départ à la retraite est inchangé, le taux de remplacement sensiblement réduit au cours des vingt prochaines années, et les effets de redistribution intergénérationnelle de grande ampleur.

Dans le cas plus réaliste de pouvoirs publics qui se préoccupent relativement peu des générations futures mais qui montrent une certaine aversion pour l'inégalité intergénérationnelle, le choix est favorable à une augmentation de l'âge de la retraite, avec baisse graduelle mais contenue du taux de remplacement (scénario 4). Retenir le scénario 3 avec une hausse contenue du taux de cotisations sociales serait caractéristique d'un gouvernement dont l'aversion à l'inégalité intergénérationnelle est particulièrement élevée, l'amenant à choisir une réforme à l'aune de son effet sur le bien-être d'un nombre très limité de cohortes.

La seconde section du chapitre analyse les effets de redistribution intra-générationnelle des réformes des retraites par répartition. La dimension microéconomique des effets des réformes des retraites fait l'objet depuis une quinzaine d'années d'études attentives notamment grâce aux modèles de microsimulation dynamique - comme le modèle Destinie de l'Insee (Bardaji, Sédillot et Walraët, 2003; Blanchet et Crenner, 2006). La démarche adoptée ici est différente et s'appuie sur des simulations numériques obtenues à partir d'un modèle analytique en équilibre partiel (paramétré uniquement sur données françaises). Ce

modèle étudie le lien entre l'effet sur le bien-être des réformes des retraites dans un contexte de hausse de l'espérance de vie, et le niveau de revenu des individus. On s'intéresse plus particulièrement aux conséquences des réformes sur le bien-être intertemporel des ménages à bas revenus (smicards, individus à carrière incomplète, éventuellement éligibles au "minimum vieillesse").

La plupart des effets des réformes des retraites sur le bien-être des ménages sont en effet susceptibles de dépendre du niveau de revenu. Des cotisations sociales plus élevées ou un taux de remplacement plus bas se traduisent par des effets distorsifs sur l'offre de travail pouvant peser davantage sur les bas revenus. Le coût en bien-être lié à une augmentation de l'âge moyen de départ à la retraite peut aussi être plus important pour les bas salaires, qui sont davantage exposés au risque de fin de carrière et donc plus sensibles à un relèvement des âges à partir desquels une pension peut être liquidée à taux plein. Enfin, si le régime de retraite incorpore un mécanisme de type "minimum vieillesse", il devient non contributif pour les éligibles. Les réformes des retraites peuvent alors avoir des effets significativement différents pour les individus éligibles, qui sont aussi des agents à bas revenus.

Un modèle en équilibre partiel, paramétré sur données françaises, mesure l'effet net sur le bien-être de ces différents mécanismes et compare ces effets selon les réformes dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie.

En ce qui concerne les seuls effets distorsifs des réformes sur l'offre de travail, les influences défavorables les plus importantes sont en moyenne obtenues dans le scénario avec hausse sensible du taux de cotisations sociales sans modification de l'âge de départ à la retraite (scénario 1). Ces effets défavorables pèsent relativement plus sur l'offre de travail des individus éligibles au minimum vieillesse. En revanche, une réforme augmentant l'âge de la retraite ne se traduit par aucun effet distorsif à condition qu'elle maintienne constant le rapport (durée de retraite / durée d'activité) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie. Empiriquement cette condition invite à relever l'âge moyen effectif de la retraite de 1 à 1,5 année par décade au cours des vingt prochaines années.

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 intertemporel que les réformes qui ne modifient pas l'âge de la retraite. Elles modèrent aussi les effets redistributifs selon le niveau de revenu. En particulier, les réformes avec hausse de l'âge de départ à la retraite pèsent 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 - avec soit un ajustement complémentaire des cotisations sociales (scénario 3) soit un ajustement du taux de remplacement (scénario 4), aucune ne constitue une amélioration au sens de Pareto par rapport à l'autre si les pouvoirs publics tiennent compte de l'influence des réformes sur le bien-être des agents à carrière incomplètes. La prise en compte des bas revenus est donc susceptible d'infléchir le choix du paramètre d'ajustement complémentaire à la réforme augmentant

l'âge de la retraite. Le scénario 3 est d'autant moins défavorable pour le bien-être que la carrière d'un agent est complète alors que le scénario 4 est d'autant moins défavorable que la carrière est incomplète.

3.1 Effets redistributifs intergénérationnels des réformes et choix social

Cette section aborde l'étude des conséquences redistributives des réformes des retraites par répartition selon l'âge. Elle comprend deux sous-sections. La première porte sur les effets redistributifs inter-générationnels en tant que tels, discute les outils qui permettent de les mesurer et commente les résultats obtenus. La seconde sous-section étudie l'interaction des effets de redistribution intergénérationnelle avec les influences sur la croissance et le niveau de vie étudiées dans le chapitre 2. Elle se place ainsi du côté du planificateur social faisant face au problème de choisir un scénario de réforme des retraites et modélise sa prise de décision à l'aide de fonctions de bien-être social. Dans ce contexte, des problèmes méthodologiques d'économie normative appliquée, relatifs notamment à la spécification des fonctions de bien-être social, sont discutés. Les résultats obtenus permettent de formuler des conclusions normatives pour la réforme des retraites dans les quatre pays étudiés.

3.1.1 Des effets redistributifs intergénérationnels plus contenus en cas d'augmentation de l'âge de la retraite

Pour mesurer les effets redistributifs inter-générationnels des réformes des retraites, trois méthodes sont appliquées aux résultats du modèle d'équilibre général avec offre de travail endogène (cf. 2.2), leurs avantages et leurs inconvénients discutés et leurs résultats commentés : les taux de rendement interne du régime par répartition en fonction de l'âge, les surfaces de Lexis et les utilités intertemporelles. Elles sont abordées par ordre croissant de pertinence.

Limites d'une analyse par les taux de rendement interne

Le calcul de taux de rendement interne (TRI) du régime en fonction de l'année de naissance d'un individu représentatif d'une cohorte constitue une mesure habituelle et simple des effets de redistribution intergénérationnelle associés à une réforme des retraites. Par ailleurs, il apparaît naturel au regard de l'argument développé dans le sillage de Samuelson (1956) selon lequel le développement de dispositifs par capitalisation est paréto-améliorant par rapport à des dispositifs par répartition si le rendement sur les marchés financiers est supérieur au rendement du régime par répartition, qui correspond précisément au TRI.

Le taux de rendement interne du régime par répartition correspond au taux pour lequel la somme actualisée des flux de cotisations sociales versées par un individu représentatif

au cours de sa vie est égale à la somme actualisée des flux de pensions de retraite reçues par ce même individu représentatif. Les TRI présentés ici sont calculés à partir du modèle d'équilibre général avec offre de travail endogène du chapitre 2. Ils complètent ainsi les calculs de Walraet et Vincent (2003) - en ce qu'ils tiennent compte des effets d'équilibre général - et de Legros (2002) - car ils prennent en compte les effets distorsifs sur l'offre de travail. Nos résultats permettent aussi d'effectuer des comparaisons internationales et selon différents scénarios de réforme.

En utilisant les notations du MEGGI, le taux de rendement interne ($TRI_{t,0}$) du régime de retraite pour une cohorte née³ en t dans un pays donné et pour un scénario de réforme donné est solution de l'équation :

$$\sum_{j=0}^{\Psi_{t,0}} \frac{\tau_{t+j} P \ell_{t+j}^* w_{t+j} \varepsilon_j v_{t+j}}{(1 + TRI_{t,0})^j} = \sum_{j=0}^{\Psi_{t,0}} \frac{\Phi_{t+j,j}}{(1 + TRI_{t,0})^j}$$

où le côté gauche désigne la somme actualisée des flux de cotisations sociales versées par l'individu représentatif de la cohorte et le côté droit correspond à la somme actualisée des flux de pensions de retraite. Toutes les notations ont été introduites dans le chapitre 2.

Les graphiques 3.1 à 3.4 présentent les TRI calculés par pays et scénarios de réforme pour les cohortes nées entre 1950 et 1990.⁴

Sur données françaises, les résultats sont proches de ceux obtenus dans d'autres études empiriques. Le rendement du régime par répartition dans le scénario 1 du modèle est de 3.0% pour la cohorte née en 1950 et de 2.9% pour la cohorte née en 1960 et qui part à la retraite entre 2020 et 2030. Cet ordre de grandeur correspond à celui calculé par Legros (2002) sur la base d'un MEGGI avec offre de travail exogène. De même, le modèle de microsimulations dynamiques Destinie de l'Insee par Walraet et Vincent (2003) suggère un niveau médian de 2.8% pour le TRI du régime général et des régimes complémentaires pour un homme né entre 1948 et 1960 et sans enfant. Assous, Bonnet et Colin (2001) estiment à 2.4% le TRI global du régime général et des régimes complémentaires obligatoires pour la génération née en 1948. Ce niveau est légèrement inférieur à nos résultats (3.0% pour la cohorte née en 1950) mais il demeure raisonnablement proche au regard de la sensibilité

³Dans l'ensemble de cette section, la date de naissance est entendue ici comme la naissance physique et non comme la date d'entrée dans la vie active qui correspond au début de la vie d'une cohorte dans le modèle d'équilibre général.

⁴Les cohortes nées en 1950 entrent sur le marché du travail dans le modèle en 1970 et partent à la retraite pour l'essentiel entre 2005 et 2020 ; celles nées en 1990 commencent leur vie active en 2010 et prennent leur retraite dans le modèle pour l'essentiel entre 2045 et 2060. Les TRI pour d'autres cohortes dans le modèle auraient été aisément calculables mais ne sont pas présentés ici dans la mesure où ils traduisent pour une part croissante l'effet des hypothèses de modélisation de l'équilibre de long terme. A très long terme en effet (*i.e.*, après 2050), les hypothèses de croissance nulle de la population active, de taux de participation constants, de taux de chômage constants et de gains annuels de PGF de 1.5% font converger le TRI du régime par répartition vers 1.5% pour les cohortes futures les plus éloignées vivantes dans le modèle.

inhérente aux calculs de TRI.

Les différences de rendement des régimes entre les quatre pays étudiés traduisent les effets conjoints d'écart de taux de cotisations sociales, de taux de remplacement et de dynamiques démographiques.⁵ Aux Etats-Unis, les rendements sont plus élevés en lien notamment avec une population plus jeune. Toutes choses égales par ailleurs et notamment pour un taux de remplacement donné, un ratio de dépendance relativement faible permet en effet d'équilibrer le régime avec un taux de cotisations relativement bas. De fait, le rendement du régime américain pour les générations du baby-boom est supérieur en moyenne à celui du régime français alors même que son taux de remplacement est inférieur. De même, les rendements du régime allemand sont inférieurs dans le modèle aux rendements français, en lien avec la dynamique démographique relativement plus défavorable de ce pays.

Les différences de rendement du régime selon l'âge traduisent un impact financier du vieillissement. Dans les quatre pays étudiés, le rendement pour les cohortes nées après le baby-boom est inférieur à celui des générations de l'après-guerre. Au Japon, l'écart intergénérationnel de rendement est très élevé, de l'ordre de 2 points de pourcentage, en lien avec le vieillissement accéléré de la population nipponne. La baisse du rendement pour les jeunes générations reste très contenue aux Etats-Unis où le vieillissement est moins rapide.⁶

Ces différences intergénérationnelles de rendement sont aussi liées au type de réforme du régime de retraite. L'écart-type des rendements actuariels pour les cohortes nées entre 1950 et 1990 varie sensiblement selon les pays et les scénarios, comme le montre la figure 3.5.

Ces écarts de rendement montrent que les mécanismes de redistribution intergénérationnelle associés au régime de retraite dépendent étroitement du type de réforme mise en oeuvre. Le coût pour le régime de retraite qui est associé au vieillissement est en effet supporté avec une intensité variable et par des cohortes différentes selon le type de réforme :

- dans le scénario 1 associé à une hausse sensible du taux de cotisations sociales et un maintien du taux de remplacement et de l'âge de la retraite, le coût associé au maintien à l'équilibre du régime pèse surtout sur les jeunes générations nées après le baby-boom. Il se matérialise par un rendement actuariel sensiblement plus faible que celui des actifs âgés actuels. Cette redistribution intergénérationnelle au sein du régime est particulièrement forte dans le modèle sur données françaises et japonaises.
- dans le scénario 2 associé à une baisse du taux de remplacement et un âge de départ en retraite inchangé, le coût relatif de la réforme est essentiellement supporté par les générations du baby-boom (sauf au Japon). Pour les jeunes, le rendement du régime

⁵Le progrès technique est supposé identique pour l'ensemble des pays considérés dans le modèle. Les écarts de TRI ne sont donc pas imputables à des écarts de progrès technique entre les différents pays étudiés.

⁶En particulier, les scénarios 2 et 4 qui, sur données américaines, incorporent un ajustement à la hausse du taux de remplacement (p_t) à partir des années 2030, se traduisent par une hausse du rendement du régime par répartition dans le modèle pour les générations actuellement jeunes.

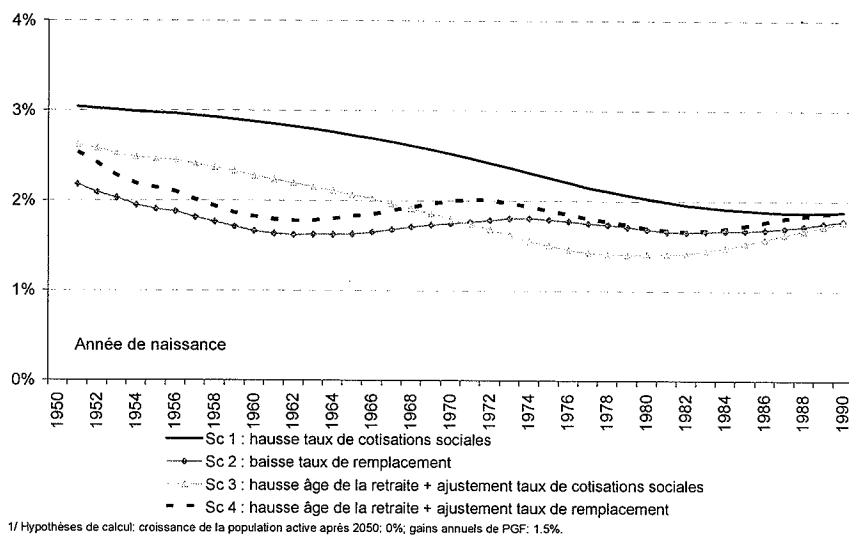


FIG. 3.1 – France : Taux de rendement interne du régime par répartition pour l'individu représentatif d'une cohorte (modèle avec temps de travail endogène)

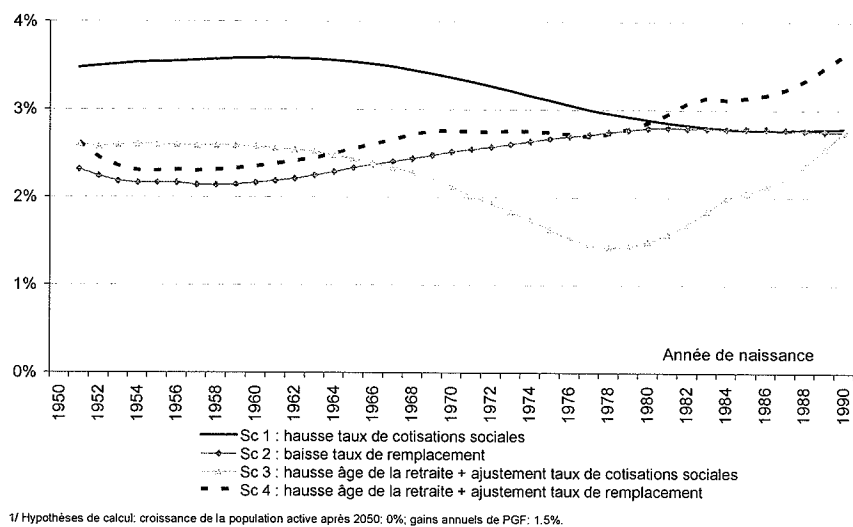


FIG. 3.2 – Etats-Unis : Taux de rendement interne du régime par répartition pour l'individu représentatif d'une cohorte (modèle avec temps de travail endogène)

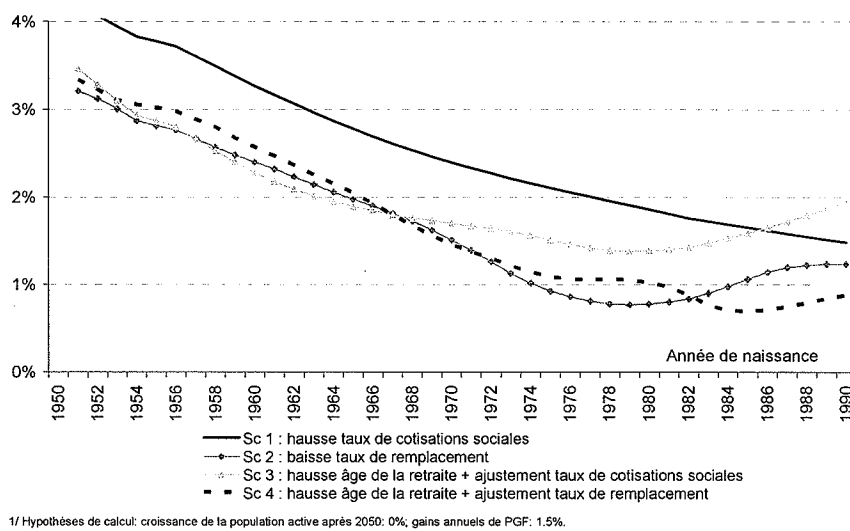


FIG. 3.3 – Japon : Taux de rendement interne du régime par répartition pour l'individu représentatif d'une cohorte (modèle avec temps de travail endogène)

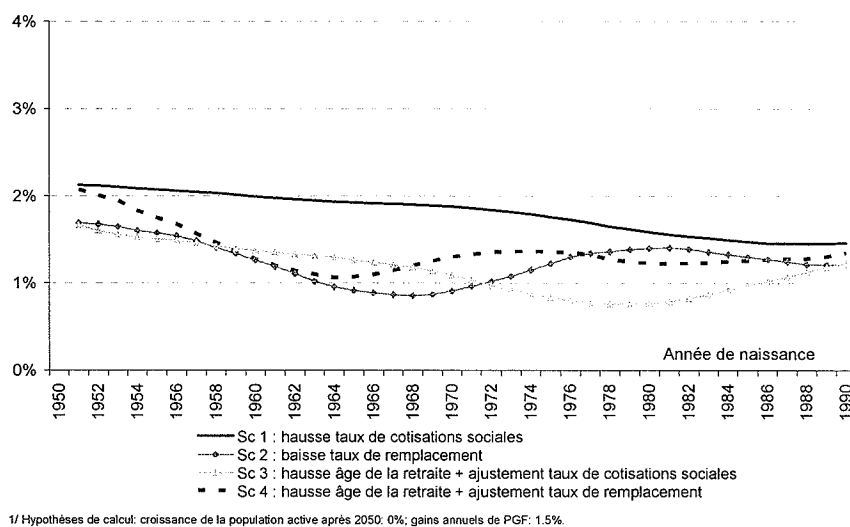


FIG. 3.4 – Allemagne : Taux de rendement interne du régime par répartition pour l'individu représentatif d'une cohorte (modèle avec temps de travail endogène)

	Sc 1 : hausse taux de cotisations sociales	Sc 2 : baisse taux de remplacement	Sc 3 : hausse âge retraite + ajustement taux cotisations sociales	Sc 4 : hausse âge retraite + ajustement taux remplacement
France	0.38	0.27	0.42	0.36
Etats-Unis	0.30	0.28	0.64	0.58
Japon	0.88	0.70	0.52	0.80
Allemagne	0.22	0.33	0.39	0.39

FIG. 3.5 – Ecarts-types des rendements interne du régime de retraite par répartition pour les cohortes nées entre 1950 et 1990

par répartition dans ce scénario est en revanche proche de celui obtenu dans le scénario 1.

- dans les scénarios 3 et 4, l'augmentation progressive de l'âge de départ à la retraite pèse sur le rendement du régime pour toutes les générations par rapport au scénario 1, car elle augmente la somme actualisée des cotisations sociales et réduit la période de retraite. Dans le scénario 3 où le taux de cotisations sociales augmente, les effets de redistribution intergénérationnelle demeurent relativement importants. Le scénario 4, où le taux de cotisations sociales est inchangé et le taux de remplacement ajusté, est légèrement plus favorable aux jeunes que le scénario 3 (sauf, encore une fois, au Japon).

Une interprétation erronée de ces résultats consisterait à considérer le rendement interne du régime par répartition comme une mesure du bien-être global des ménages et son degré de dispersion selon l'âge comme une mesure de l'ensemble des effets de redistribution intergénérationnelle. Cette interprétation n'est pas pertinente car le rendement interne n'est pas un indicateur global de bien-être. Dans les scénarios 2 et 4 avec ajustement du taux de remplacement, la baisse du rendement du régime par répartition pour les générations du baby-boom stimule leur épargne optimale investie sur les marchés et rémunérée à un taux d'intérêt supérieur au rendement du régime par répartition. Le redressement de l'épargne optimale permet une accélération du stock de capital à offre de travail pratiquement inchangée et se traduit donc par un effet favorable sur la productivité du travail, le revenu permanent, la consommation, le temps de loisir moyen et donc le bien-être des ménages qui n'est pas pris en compte par les TRI du régime de retraite par répartition.

En particulier, il n'est pas possible d'utiliser les TRI pour argumenter en faveur d'une hausse des prélèvements obligatoires au motif que le rendement actuariel le plus élevé est toujours obtenu dans ce scénario, précisément parce que les TRI ne sont pas une mesure du bien-être global des ménages.⁷

Dans ce contexte, l'utilisation des taux de rendements internes n'est pas à même de fournir une image globale des mécanismes de redistribution entre générations associés aux

⁷Le niveau plus élevé des TRI dans le scénario 1 et dans tous les pays est intuitif : un redressement de l'âge de la retraite pèse sur le rendement du régime car il augmente la somme actualisée des cotisations sociales et réduit la période de retraite, et une baisse du taux de remplacement à partir de 2005 dégrade quant à elle sensiblement le rendement du régime pour les futurs retraités.

réformes des retraites.

Détermination des générations gagnantes ou perdantes avec les surfaces de Lexis

Les surfaces de Lexis représentent, en trois dimensions, le niveau d'une variable caractéristique d'une génération selon son âge et pour une année donnée. La variable caractéristique est ici le gain (ou la perte) d'utilité courante de l'individu représentatif d'une cohorte dans les scénarios 2, 3 ou 4 à une année donnée dans le MEGGI par rapport au scénario 1 avec augmentation du taux de cotisations sociales. Les déformations de la surface de Lexis permettent d'observer dans quelle mesure les réformes affectent le bien-être courant futur selon l'âge. Les calculs de surface de Lexis fournissent ainsi une première analyse complète des effets de redistribution intergénérationnelle des réformes des retraites.

Une utilisation des surfaces de Lexis comme instrument de mesure des phénomènes redistributifs associés à des réformes de retraites peut être trouvée dans Blanchet et Montfort (2002). Ces auteurs n'envisagent cependant pas le cas d'une augmentation de l'âge de départ à la retraite et le contexte de modélisation est différent du nôtre (pas de modélisation de l'équilibre général notamment).

Formellement, on définit une fonction $\Upsilon(a, t)$ dont le graphe est une surface de Lexis et qui associe à une génération d'âge a à l'année t le gain ou la perte d'utilité courante par rapport au scénario 1, telle que :

$$\Upsilon_{SCi}(a, t) = \frac{\left[\left((c_{t,a})^{1-\frac{1}{\xi}} + \varkappa (H_a(1 - l_{t,a}))^{1-\frac{1}{\xi}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\xi}}} \right]_{SCi} - 1}{\left[\left((c_{t,a})^{1-\frac{1}{\xi}} + \varkappa (H_a(1 - l_{t,a}))^{1-\frac{1}{\xi}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\xi}}} \right]_{SC1}}$$

La fonction $\Upsilon_{SCi}(a, t)$ mesure ainsi le gain (ou la perte) de bien-être courant d'une génération donnée à une date donnée dans le scénario i (avec, ici, $i \in \{2, 3, 4\}$) en pourcentage de ce qu'aurait été son bien-être courant cette même année si le scénario 1 avait été mis en oeuvre.

Les résultats sur données françaises figurent sur les figures 3.6 à 3.8 pour les réformes 2, 3 et 4 respectivement. Avant la mise en oeuvre de la réforme, le bien-être courant est par hypothèse égal à celui du scénario 1 et se traduit graphiquement par une portion de surface plate au niveau 0.

A partir de 2005, les surfaces de Lexis permettent de visualiser les mécanismes de redistribution intergénérationnelle à l'oeuvre dans le modèle :

- une baisse du taux de remplacement pour les nouveaux retraités à partir de 2005 (scénario 2) se traduit par d'importants effets redistributifs entre cohortes (cf. figure 3.6).

Plus précisément, la mise en oeuvre de la réforme se traduit en 2005 par des pertes de bien-être courant pour les cohortes âgées de 37 ans ou plus, et des gains nets pour les actifs âgés de 36 ans ou moins à cette date.

Pour les cohortes actives et par rapport au scénario 1, la réforme se traduit en effet par une baisse du taux de remplacement et un gel du taux de cotisations sociales. Pour les cohortes actives proches de la retraite, l'impact actualisé de la baisse du taux de remplacement sur le temps de vie restant domine l'effet actualisé d'une hausse plus contenue des cotisations sociales sur une période d'activité beaucoup plus limitée. La perte de revenu permanent se traduit surtout par une consommation plus faible en lien avec une pension de retraite sévèrement diminuée (de l'ordre de 20 points de pourcentage à terme). Pour les cohortes d'actifs jeunes, la mise en oeuvre de cette réforme se traduit en revanche par une consommation plus élevée et un temps de travail optimal légèrement plus faible en moyenne que dans le scénario 1 (cf. 2.2.3). La réforme n'a pas d'effet sensible sur les cohortes déjà retraitées en 2005.⁸ Enfin, elle est très favorable aux générations futures auxquelles sera applicable, à l'année de leur entrée dans le modèle, un taux de cotisations sociales nettement inférieur à celui qu'elles auraient dû supporter dans le scénario 1.

- une hausse de l'âge de départ à la retraite avec ajustement du taux de cotisations sociales (scénario 3) se traduit sur données françaises par des effets redistributifs sensiblement plus contenus (cf. figure 3.7). Dans le scénario 3, la réforme des retraites augmente le bien-être courant de nombreuses générations et sur la plus grande partie de la période de simulation du modèle.

Par rapport au scénario 1, le coût de la réforme est supporté par les cohortes âgées à chaque année entre 53 et 67 ans et traduit le coût en bien-être du maintien en activité d'individus qui seraient partis plus tôt à la retraite en l'absence de réforme. On rappelle ici que la spécification du modèle d'équilibre général avec offre de travail endogène permet la prise en compte du coût en bien-être lié à une augmentation de l'âge de la retraite et une renonciation au loisir (cf. 2.2.2).⁹

L'augmentation de l'âge de la retraite permet donc de contenir les inégalités inter-générationnelles liées à la mise en oeuvre des réformes en répartissant son coût en bien-être entre de nombreuses cohortes. Son influence défavorable sur le bien-être liée à une baisse de la quantité de loisir sur la vie est en outre compensée pour l'essentiel par l'augmentation

⁸Dans la mesure où le *capital deepening* est plus intense qu'initialement anticipé, les cohortes entièrement retraitées pâtissent néanmoins de la baisse du rendement de leur épargne relativement au scénario de relèvement des cotisations sociales.

⁹En effet, dans le cas de hausse de l'âge de départ à la retraite, le temps de loisir optimal d'un individu moyen proche de son départ en retraite ($1 - v_{t,a} \ell_{t,a}^*$) diminue par rapport au scénario de hausse des cotisations sociales. En effet, la chronique des paramètres de taux d'emploi par âge ($v_{t,a}$) est graduellement translatée vers des âges plus élevés à une vitesse de 1.25 années tous les 10 ans. La perte de bien-être courant des générations d'actifs proches de la retraite traduit le coût en bien-être du maintien en activité d'individus qui seraient partis plus tôt en retraite en l'absence de réforme. Ce résultat n'aurait pas pu être observé dans le MEGGI à marché du travail exogène présenté dans le chapitre 2.

des revenus d'activité perçus au cours d'une vie active plus longue, ce qui constitue un gain en bien-être relativement aux réformes avec âge de la retraite inchangé.

- une hausse de l'âge de départ à la retraite avec ajustement du taux de remplacement (scénario 4) se traduit par des effets redistributifs qualitativement comparables à ceux du scénario 2 mais quantitativement beaucoup plus modérés (cf. figure 3.8), en particulier pour les générations futures.

Dans les trois autres pays étudiés (Etats-Unis, Japon et Allemagne), les surfaces de Lexis sont similaires à celles obtenus sur données françaises mais les ordres de grandeurs peuvent différer :

- aux Etats-Unis, l'intensité des effets redistributifs intergénérationnels est significativement plus faible dans tous les scénarios de réforme envisagés ici. Par exemple, le gain en bien-être courant de la génération âgée de 20 ans en 2030 est supérieur dans le scénario 2 d'environ 7% seulement à ce qu'il aurait été dans le scénario 1 (contre plus de 20% sur données françaises). Cette différence d'ordre de grandeur traduit pour l'essentiel une dynamique démographique relativement plus favorable qui ne nécessite que des ajustements paramétriques du régime de retraite relativement contenus aux Etats-Unis.

- au Japon et en Allemagne, les gains en bien-être associé aux scénarios de réforme 2, 3 et 4 sont légèrement plus limités qu'en France mais leur répartition inégale entre les classes d'âge présente les mêmes caractéristiques. Au Japon, le gain en bien-être est plus contenu qu'en France dans les réformes avec hausse de l'âge de départ en retraite (scénarios 3 et 4) en lien avec un âge moyen initial de départ déjà élevé (66 ans en 2000).

Au total, les surfaces de Lexis montrent qu'une augmentation de l'âge de départ à la retraite (scénarios 3 et 4) se traduit par des effets de redistribution inter-générationnelle plus limités qu'une réforme diminuant le taux de remplacement avec un âge de départ à la retraite inchangé (scénario 2).

D'un point de vue plus normatif, l'apport des surfaces de Lexis pour une analyse des conditions du choix social en matière de réformes des retraites reste cependant limité. Par exemple, les surfaces ne permettent pas démontrer facilement l'existence (ou l'absence) de réforme paréto-améliorante. Pour poursuivre l'analyse dans un sens plus normatif, le recours aux utilités intertemporelles, et non plus les utilités courantes comme dans les surfaces de Lexis, s'avère nécessaire.

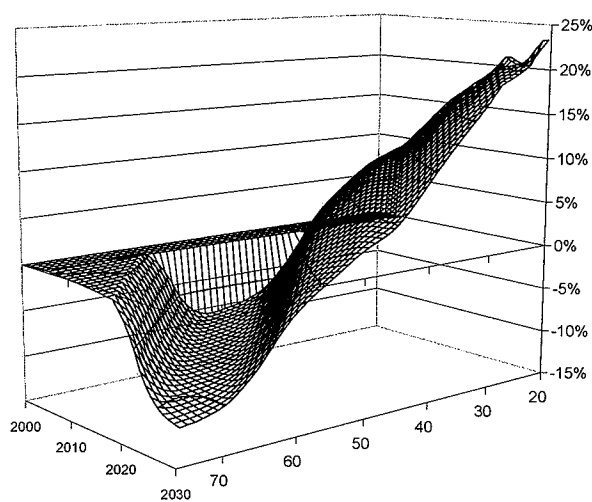


FIG. 3.6 – France : gains / pertes de bien-être courant d'une cohorte, selon son âge et l'année, dans le scénario 2 (baisse du taux de remplacement à partir de 2005) par rapport au scénario 1 (hausse du taux de cotisation sociales) (en %)

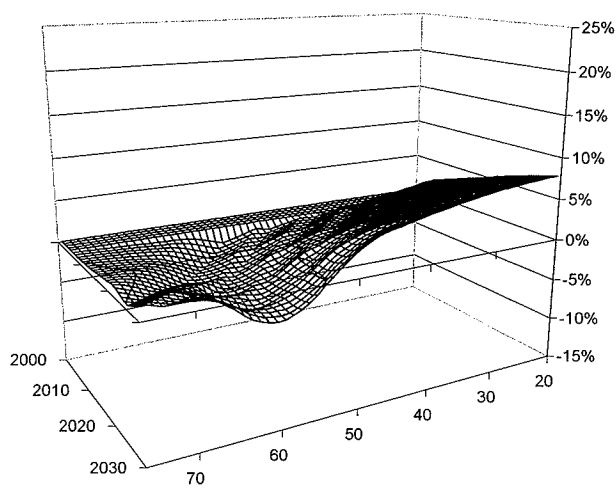


FIG. 3.7 – France : gains / pertes de bien-être courant d'une cohorte, selon son âge et l'année, dans le scénario 3 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de cotisations sociales) par rapport au scénario 1 (hausse du taux de cotisation sociales) (en %)

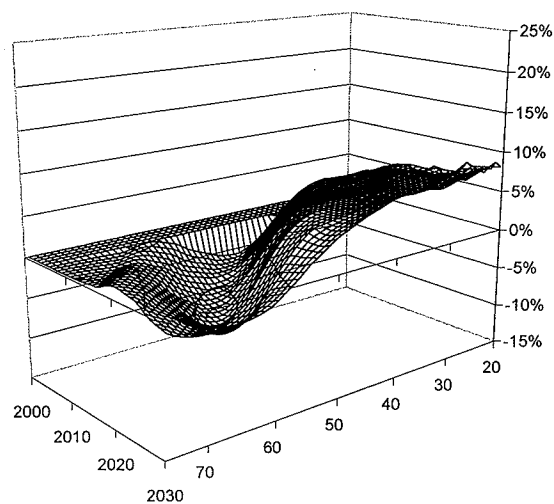


FIG. 3.8 – France : gains / pertes de bien-être courant d'une cohorte, selon son âge et l'année, dans le scénario 4 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de remplacement) par rapport au scénario 1 (hausse du taux de cotisation sociales) (en %)

Une approche par les utilités intertemporelles : absence de réforme paréto-améliorante

Contrairement aux TRI et aux surfaces de Lexis, les utilités intertemporelles tiennent compte de toutes les données et résultats du modèle influant sur le bien-être des ménages sur l'ensemble de leur cycle de vie. Pour simplifier, on note ici par $W_t^{intertemp}$ l'utilité intertemporelle d'un individu représentatif de l'ensemble d'une cohorte née en t dans le MEGGI avec temps de travail endogène du chapitre 2, soit :

$$W_t^{intertemp} = \frac{1}{1-\sigma} \sum_{j=0}^{\Psi_{t,0}} \left[\frac{1}{(1+\rho)^j} \left[\left((c_{t+j,j})^{1-\frac{1}{\zeta}} + \varkappa (H_j(1-\ell_{t+j,j}))^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\sigma} \right]$$

où les notations ont été introduites *supra* (section 2.2).

Les figures 3.9 à 3.12 présentent les niveaux d'utilité intertemporelle obtenus respectivement sur données françaises, américaines, japonaises et allemandes pour les individus représentatifs des cohortes nées entre 1940 et 2000, et dans les quatre scénarios de réforme envisagés ici.¹⁰

¹⁰On rappelle que dans l'ensemble de cette section, l'année de naissance doit être entendue comme l'année

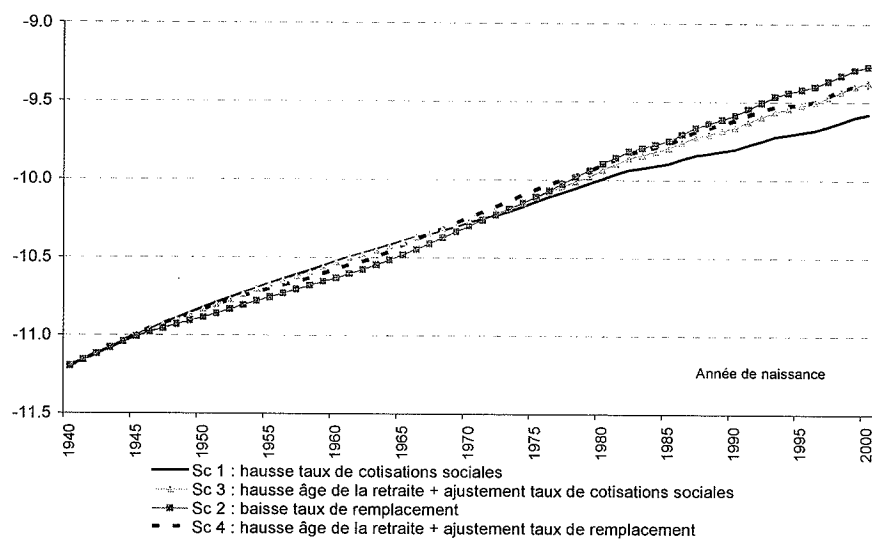


FIG. 3.9 – France : utilité intertemporelle des individus représentatifs des cohortes nées entre 1940 et 2000

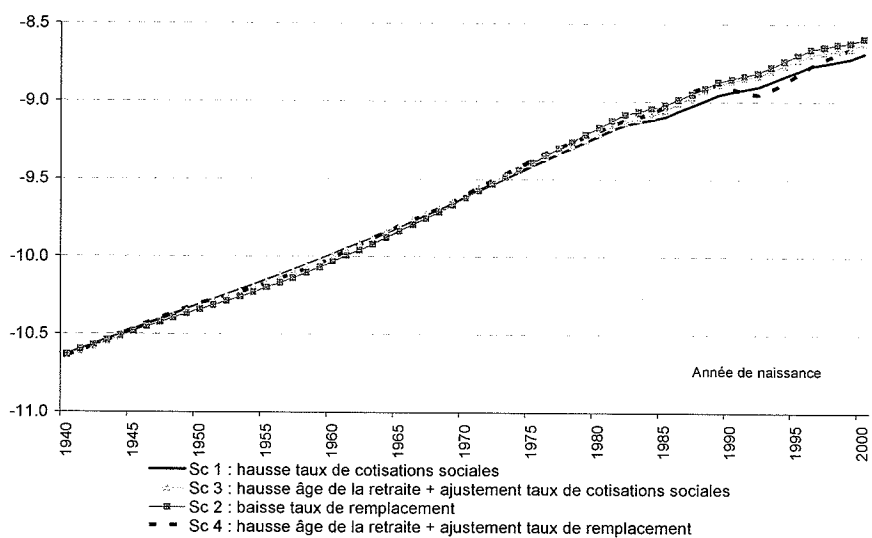


FIG. 3.10 – Etats-Unis : utilité intertemporelle des individus représentatifs des cohortes nées entre 1940 et 2000

Ces graphiques montrent clairement l'existence d'une relation croissante entre l'utilité intertemporelle de l'individu représentatif et l'année de naissance. Cette relation reflète l'existence de gains annuels de productivité globale des facteurs (PGF) strictement positifs.¹¹ Le progrès technique se traduit en effet par une augmentation tendancielle du salaire réel par unité de travail efficient et donc du niveau de consommation optimal des cohortes au court du temps. Dans ce contexte, l'utilité intertemporelle des individus moyens représentatifs des cohortes est une fonction tendanciellement croissante de l'année de naissance. Quelques exceptions isolées existent où l'utilité intertemporelle d'une cohorte immédiatement postérieure à une autre peut lui être légèrement inférieure, en lien avec l'influence sur le bien-être des réformes des retraites selon l'âge des individus.

De nombreuses similitudes apparaissent entre les profils d'utilités intertemporelles obtenus dans les quatre pays, notamment au regard des principales caractéristiques des effets de redistribution intergénérationnelle des réformes des retraites :

- une réforme favorisant le développement de l'épargne-retraite privée (scénario 2) favorise toujours davantage les générations jeunes et futures et pèse plus sur le bien-être des cohortes du baby-boom par rapport aux autres réformes.
- une hausse de l'âge de départ à la retraite (scénarios 3 et 4) se traduit par des effets redistributifs intergénérationnels plus contenus qu'une baisse du taux de remplacement où l'âge de la retraite est inchangé (scénario 2). En effet, elles pèsent moins sur le bien-être des cohortes du baby-boom et favorise moins les générations jeunes et futures.
- pour chaque pays, il existe toujours un groupe de cohortes actives "pivot" pour lequel le choix du planificateur entre l'une ou l'autre des réformes possibles est presque neutre au regard de l'utilité intertemporelle. Ce groupe correspond à des cohortes nées entre 1970 et 1975.
- pour les cohortes vivantes et entièrement à la retraite en 2005, l'effet des réformes sur le bien-être est très faible mais pas nul. En effet, l'annonce d'une réforme en 2005 modifie notamment le taux d'intérêt d'équilibre du modèle et donc la rentabilité du capital accumulé par les cohortes à la retraite.¹²

Néanmoins des différences significatives apparaissent au sein de chaque pays selon le scénario de réforme des retraites considéré. Ces écarts sont cohérent avec ceux obtenus avec les surfaces de Lexis :

- Aux Etats-Unis, les différences d'effets redistributifs intergénérationnels entre les différentes réformes des retraites possibles sont très limités, en lien avec une démogra-

de naissance biologique, qui précède de 20 ans l'entrée dans la vie économique et donc l'apparition dans les comportements optimaux modélisés par le MEGGI. Les générations futures regroupent l'ensemble des cohortes nées, en ce sens, à partir de 2006.

¹¹ Elle est aussi liée, mais de façon plus limitée, à l'augmentation de l'espérance de vie moyenne des cohortes au cours du temps.

¹² On rappelle ici que les pensions dans le MEGGI ne sont pas indexées sur les salaires des actifs.

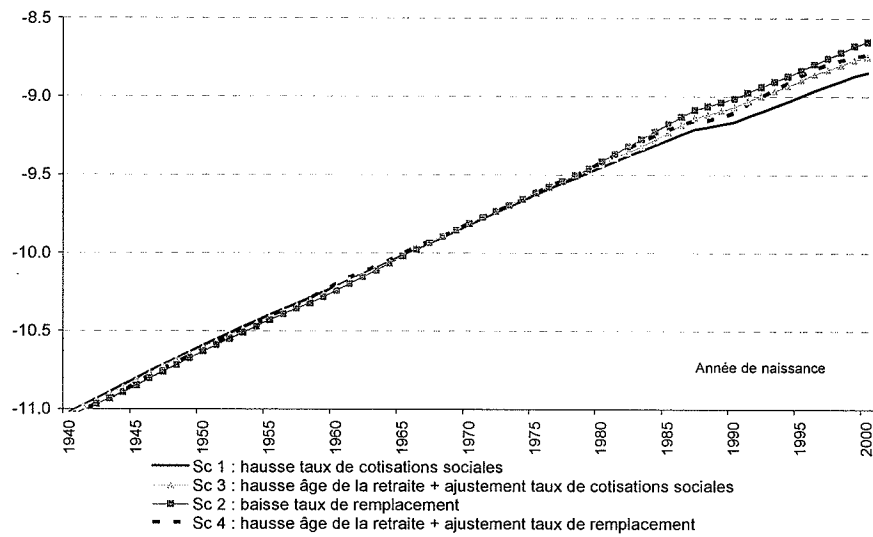


FIG. 3.11 – Japon : utilité intertemporelle des individus représentatifs des cohortes nées entre 1940 et 2000

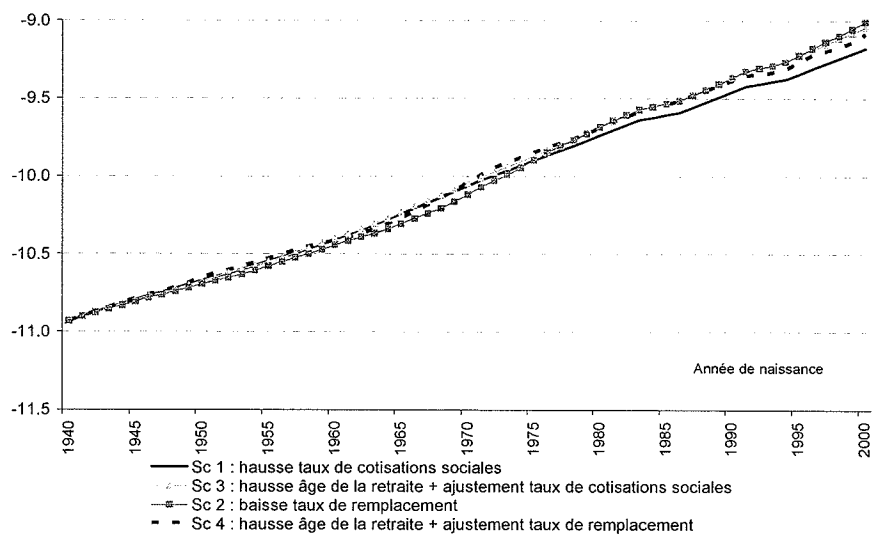


FIG. 3.12 – Allemagne : utilité intertemporelle des individus représentatifs des cohortes nées entre 1940 et 2000

phie relativement plus favorable qui limite l'ampleur des ajustements des paramètres des systèmes de retraite.

- Sur données japonaises, les différentes réformes possibles ne modifient guère le bien-être intertemporel des agents nés jusqu'au milieu des années 1980. Ce résultat est lié à une démographie avancée dans le processus de vieillissement, où le surcroît d'épargne agrégé associé à une baisse du taux de remplacement est limité, et à un âge élevé de départ à la retraite qui limite le soutien à la population active efficiente lié à une hausse de l'âge de départ en retraite. Le scénario 2 (avec baisse du taux de remplacement) est relativement plus favorable pour le bien-être intertemporel des générations japonaises nées à partir du milieu des années 1980.

- En France et en Allemagne, les scénarios avec augmentation de l'âge de départ à la retraite se traduisent par des effets limités sur le bien-être intertemporel des cohortes d'actifs proches de la retraite en 2005. L'impact modérateur sur la dynamique du taux de cotisations sociales (dans le scénario 3) ou du taux de remplacement (scénario 4) associé à une hausse de l'âge de départ en retraite n'a qu'un effet contenu sur leur bien-être. Dans le scénario 3, elles ne tirent profit d'une moindre taxation par rapport au scénario 1 que pendant les quelques dernières années de vie active. Les pertes de bien-être de ces générations traduisent pour l'essentiel, à chaque période, le coût en bien-être associé au maintien en activité sur une période plus longue. Dans le scénario 4, les pertes de bien-être sont légèrement plus élevées que dans le scénario 3 en lien avec un repli de quelques points de pourcentage du taux de remplacement pour les cohortes envisagées ici.

Dans le scénario 2 avec baisse du taux de remplacement et âge de la retraite inchangé, l'effet net sur le bien-être de la baisse du taux de remplacement et du gel du taux de cotisations sociales dépend de l'âge de la cohorte au moment de la réforme. Pour les cohortes actives âgées, l'impact de la baisse du taux de remplacement sur le temps de vie restant domine l'effet d'une hausse plus contenue des cotisations sociales sur une période d'activité limitée. De fait, la mise en oeuvre du scénario 2 se traduit sur données françaises par des pertes de bien-être intertemporel pour les cohortes actives nées avant 1971 et des gains nets pour les cohortes nées à partir de 1972.

Enfin, *les figures 3.9 à 3.12 montrent de façon immédiate qu'aucune des quatre réformes des retraites simulées n'est paréto-améliorante par rapport aux autres, dans tous les pays étudiés.* Par rapport au scénario central avec âge de la retraite inchangé et hausse du taux de cotisations sociales (scénario 1), les réformes des retraites tendent toutes plus ou moins à peser sur le bien-être des baby-boomers et à favoriser plus ou moins celui de leurs enfants et des générations futures.

Le choix du planificateur social n'est donc pas trivial et l'emploi d'une fonction de choix social devient nécessaire.

3.1.2 Choix social selon le degré d'aversion à l'inégalité intergénérationnelle et de prise en compte du bien-être des générations futures : conclusions normatives pour la réforme des retraites

Cette sous-section modélise le choix social d'un planificateur qui cherche à maximiser le bien-être des agents et à limiter les inégalités intergénérationnelles associées aux réformes des retraites. Elle souligne dans un premier temps les difficultés auxquelles peut se heurter une approche standard utilisant les fonctions de bien-être social habituelles dans le contexte intertemporel avec progrès technique positif qui est celui du MEGGI utilisé ici. Elle propose alors une solution simple à ces problèmes, modélise le choix social à l'aide de deux types de fonctions de bien-être social avec aversion variable du planificateur à l'inégalité intergénérationnelle, présente les résultats obtenus sur les quatre pays étudiés ici, et en tire des conclusions normatives pour la réforme des retraites par répartition.

Questions de modélisation du choix social en environnement intertemporel et avec progrès technique non nul

Parmi les fonctions de choix social welfaristes utilisables, l'application du critère du maximin soulève des problèmes particuliers dans le contexte intertemporel avec progrès technique positif qui est celui du MEGGI utilisé ici. Ces problèmes renvoient aux critiques formulées par Arrow (1973) à l'encontre de la *Théorie de la Justice* de Rawls (1971).

Par définition, l'application du critère du maximin par un planificateur welfariste conduit à privilégier de façon exclusive le bien-être de l'unité sociale élémentaire la moins favorisée (Rawls, 1971). Arrow (1973) suggère que l'application du maximin dans un environnement intertemporel et avec un progrès technique non nul conduit à privilégier le choix social qui maximise le bien-être intertemporel de la génération la plus âgée donc la moins nombreuse - soit, dans notre modèle, la génération qui disparaît en 2005.¹³

Notre modèle d'équilibre général avec générations imbriquées illustre le propos d'Arrow. Comme l'indiquent les figures 3.6 à 3.9 (*supra*), l'application du maximin dans un contexte intertemporel où le progrès technique n'est pas nul conduit bien à privilégier la réforme maximisant le bien-être de l'individu représentatif de la cohorte la plus âgée au moment de la mise en oeuvre de la réforme et disparaissant en 2005.

Bien évidemment, choisir une réforme des retraites sur la base de ses seuls effets sur le bien-être des doyens d'une société paraît constituer une option difficile à soutenir.

La critique d'Arrow peut d'ailleurs être complétée en introduisant la problématique du bien-être des générations futures dans le raisonnement. La critique d'Arrow suppose en

¹³Dans l'ensemble de cette section, le bien-être des générations passées entièrement éteintes n'est jamais pris en compte par le planificateur. Cette hypothèse ne paraît pas soulever de difficulté particulière, au moins du point de vue empirique. Cf. Blackorby, Bossert et Donaldson (2005) (pp.254 s.).

effet que le bien-être des générations futures n'est pas actualisé par le planificateur social.¹⁴

La question de l'actualisation du bien-être des générations futures est traditionnellement délicate en économie normative. Par définition, le welfarisme propose de ne définir le choix social qu'à partir d'informations relatives au seul bien-être des individus. Il implique de ne pas tenir compte de la date de naissance d'une cohorte et donc de ne pas actualiser le bien-être intertemporel des générations futures (Blackorby, Bossert et Donaldson, 2005).¹⁵ Cette proposition paraît néanmoins peu satisfaisante car le sacrifice consenti par les générations présentes en faveur de générations futures éventuellement très éloignées dans le temps peut paraître disproportionné (Arrow, 1973).

Si le nombre de générations futures dont le bien-être est actualisé est *infini*, l'application du maximin en environnement intertemporel ne permet pas de déterminer un choix social. En effet, plus les générations sont éloignées dans le temps, plus leur utilité actualisée est faible. Dans ce contexte, si le nombre de générations futures prises en compte est infini, l'application du maximin n'aboutit pas à un résultat défini.¹⁶

Si le nombre de générations futures dont le bien-être est actualisé est *fini*, l'application du maximin dans notre modèle conduit à privilégier, selon le nombre de générations futures retenu et la valeur du taux d'actualisation, soit le bien-être de la génération future la plus éloignée dans le temps, soit le bien-être de la génération vivante la plus âgée au moment de la réforme (c'est le cas d'Arrow). Dans les deux cas, la solution n'est guère satisfaisante.

Dans ce contexte, l'économiste empirique peut raisonnablement ne prendre en compte le bien-être intertemporel que d'un nombre de générations futures fini et nécessairement arbitraire. L'inconvénient associé à cet arbitraire est d'autant plus limité que le taux d'actualisation du bien-être des cohortes futures est élevé.

La critique d'Arrow sur le critère du maximin en environnement intertemporel avec progrès technique non nul peut être appliquée à toute fonction de bien-être social qui agrège les utilités intertemporelles, et par exemple celles qui incorporent une aversion du

¹⁴Certes, Arrow (1973) critique la non-actualisation du bien-être des générations futures au motif qu'elle heurte le sens commun. Mais dans le passage où il critique l'application du maximin dans un environnement intertemporel, il suppose implicitement que le bien-être des générations futures n'est pas actualisé.

¹⁵Pour argumenter leur propos, ces auteurs utilisent un exemple numérique qui constitue davantage un cas particulier qu'une démonstration (cf. p.258), et ne serait pas transposable ici dans la mesure où le bien-être intertemporel d'une cohorte est proche de celui de la génération qui la précède/succède immédiatement. En réalité, l'argumentation en défaveur de l'actualisation du bien-être des générations futures est pour l'essentiel théorique. Si les problèmes soulevés ne sont pas négligeables, surtout d'un point de vue welfariste orthodoxe et cohérent, ils ne paraissent pas bloquants pour une approche économique empirique.

¹⁶Selon Blackorby, Bossert and Donaldson (2005) (p.258), "*An argument sometimes made in favor of discounting (...) is that if there is an infinite number of periods and no discounting is employed, the resulting value function may not be well-defined because it may fail to yield a finite number for some alternatives. Because the lifetime of the universe is known to be finite, this argument is based on an impossibility*". Cet argument ne paraît pas recevable. Quand bien même la durée de l'univers est finie, il est bien connu que nous ne connaissons ni le jour ni l'heure de la fin des temps, et cette absence d'information ne facilite certes pas le calcul d'actualisation puisque le nombre de générations futures, quoique fini, reste inconnu.

planificateur social à l'inégalité inter-générationnelle est élevée.

Les paragraphes qui suivent ont pour objet d'approfondir l'analyse de ce dernier point.

Blackorby, Bossert et Donaldson (2005) distinguent ainsi deux types de fonctions de choix social avec aversion variable à l'inégalité intergénérationnelle. Les premières opèrent une permutation du vecteur d'utilités intertemporelles des cohortes puis pondèrent d'autant plus les utilités intertemporelles qu'elles sont faibles. D'autres fonctions de choix social agrègent les utilités intertemporelles après application d'une transformation continue, croissante et concave. Dans la première catégorie figure la classe des fonctions de choix social dites de Gini généralisé avec paramètre variable d'aversion sociale pour l'inégalité. Selon les valeurs de ce paramètre, la fonction de Gini généralisé correspond à l'utilitarisme de la moyenne (où l'aversion pour l'inégalité sociale est nulle) ou tend vers le maximin (aversion tendant vers l'infini) ou présente un cas intermédiaire entre ces deux extrêmes. Dans la seconde catégorie figure la fonction dite de Kolm et Pollack¹⁷ où la transformation est de type logarithmique.

Quelques notations doivent ici être introduites pour préciser le propos.

La fonction de bien-être social de type Gini généralisé pour un scénario donné de réforme des retraites et un pays donné peut s'écrire :

$$\Lambda^{Gini} \left(W_t^{intertemp} \right)_{t \in T} = \frac{\sum_t \left(N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)} [i^\vartheta - (i - 1)^\vartheta] \left[W_t^{intertemp} \right]_{[i]} \right)}{\left(\sum_t N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)} \right)^\vartheta}$$

où Λ^{Gini} désigne la fonction de bien-être social dont les arguments sont les utilités intertemporelles des individus représentatifs des cohortes nées en t (notées $W_t^{intertemp}$). Le planificateur ne tient compte du bien-être que des n cohortes vivantes en 2005 et/ou nées avant 2030, l'ensemble de ces dates de naissance constituant un ensemble noté T . Le paramètre N_t désigne le nombre d'individus vivants en 2005 des cohortes nées en t .¹⁸ L'expression $(1 + \rho_s)^{-c(t)}$ est associée au taux d'actualisation sociale du bien-être intertemporel des générations futures où $\rho_s \in [0; 1]$.¹⁹ Le paramètre $\vartheta \geq 1$ mesure le degré d'aversion du planificateur à l'inégalité intergénérationnelle. Le paramètre i désigne le rang de l'utilité intertemporelle de l'individu représentatif d'une cohorte (i.e. $W_t^{intertemp}$) après une permutation du vecteur des utilités intertemporelles des cohortes classées par ordre décroissant $[i]$ définie telle que :

¹⁷ Les références fournies par Blackorby, Bossert et Donaldson (2005) sont Kolm (1969) et Pollack (1971). Néanmoins nous n'avons pas été en mesure, après vérification, de trouver cette fonction dans les articles cités par ces auteurs.

¹⁸ Si $t \in (2005; 2030]$, N_t est égal au nombre initial d'individus de la cohorte.

¹⁹ On définit $c(t)$ tel que $\{[t \leq 2005] \rightarrow [c(t) = 0]; [t \in (2005; 2030)] \rightarrow [c(t) = t - 2005]\}$.

$$\left[W_t^{intertemp} \geq W_{t^*}^{intertemp} \right] \rightarrow \left[\left[W_t^{intertemp} \right]_{[i]} \geq \left[W_{t^*}^{intertemp} \right]_{[i+1]} \right] \quad \forall t, \forall t^* \neq t, \forall i \in [1, n-1]$$

Cette spécification et ces notations traduisent des intuitions simples. La fonction Λ^{Gini} agrège les utilités intertemporelles des cohortes en les pondérant d'autant plus que leur valeur est faible, et auxquelles sont associées des valeurs de (i) d'autant plus élevées. Si $\vartheta = 1$, Λ^{Gini} correspond à l'utilitarisme de la moyenne. Si $\vartheta \rightarrow \infty$, Λ^{Gini} tend vers le maximin car la pondération de la plus faible des utilités intertemporelles des cohortes en valeur relative devient de plus en plus importante par rapport aux autres. Entre ces deux extrêmes, l'aversion du planificateur à l'inégalité sociale est plus ou moins forte.

Cette spécification suppose que les utilités sont cardinalement comparables puisque les utilités intertemporelles des individus représentatifs sont multipliées par les effectifs des cohortes.

Elle évite aussi la *repugnant conclusion* de Parfit (1982, 1984) en tenant compte de la taille des effectifs pris en compte, comme il apparaît nettement dans le cas où $\vartheta = 1$. Le propos de Parfit (1982 et 1984) est de faire simplement remarquer que l'utilitarisme de la somme peut aboutir à une conclusion problématique selon laquelle le bien-être total d'une grande population de miséreux peut être supérieur au bien-être social d'une très petite population de millionnaires. L'utilitarisme de la moyenne permet d'éviter ce problème.

Néanmoins, la fonction de Gini est ici biaisée en faveur du bien-être des individus les plus âgés. Dans un contexte intertemporel avec un progrès technique non nul, l'utilité intertemporelle des individus représentatifs est en effet une fonction tendanciellement croissante de l'année de naissance. Par conséquent, la permutation des utilités intertemporelles dans la fonction de Gini a ici essentiellement pour effet de classer les utilités intertemporelles par ordre décroissant de date de naissance. Pour $\vartheta \rightarrow \infty$, on retombe dans le maximin de Rawls s'appliquant aux plus âgés et la critique d'Arrow est toujours pleinement applicable.

Le même problème est rencontré en utilisant des fonctions de choix social qui ne permutent pas les utilités intertemporelles mais les agrègent après application d'une transformation continue, croissante et concave. Blackorby *et al.* (2005) proposent ainsi une fonction dite de Kolm et Pollack où la transformation est de type logarithmique :²⁰

$$\Lambda^{Kolm} \left(W_t^{intertemp} \right)_{t \in T} = -\frac{1}{\gamma} \ln \left[\frac{\sum_t \left[N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)} \exp \left(-\gamma W_t^{intertemp} \right) \right]}{\sum_t N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)}} \right]$$

²⁰Nous modifions légèrement la forme de la fonction proposée par Blackorby, Bossert et Donaldson pour tenir compte de l'actualisation du bien-être des générations futures $((1 + \rho_s)^{-c(t)})$ et des effectifs de chaque cohorte (N_t) .

où Λ^{Kolm} désigne la valeur du bien-être social calculé en fonction des utilités intertemporelles des individus moyens des cohortes ($W_t^{intertemp}$). Le paramètre $\gamma > 0$ est croissant avec l'aversion du planificateur à l'inégalité intertemporelle. Les autres notations ont été présentées *supra*.

Pour $\gamma \rightarrow 0$, les préférences sociales tendent vers l'utilitarisme avec aversion nulle à l'inégalité. Pour $\gamma \rightarrow +\infty$, les préférences sociales tendent vers le maximin.

Compte-tenu de l'utilisation d'utilités intertemporelles dans un environnement avec progrès technique non nul et de la croissance de la fonction exponentielle utilisée dans la fonction de Kolm Pollack, l'application du maximin conduit encore à privilégier le bien-être de la cohorte la plus âgée et la critique d'Arrow trouve, une nouvelle fois, à s'appliquer. La fonction de Kolm Pollack dans un contexte intertemporel avec progrès technique non nul se traduit aussi par des préférences sociales biaisées en faveur des plus âgés.

Nous suggérons que des résultats plus satisfaisants - car non biaisés en faveur des individus les plus âgés au moment de la réforme - peuvent être obtenus en substituant aux utilités intertemporelles comme arguments utilisés par les fonctions de Gini ou de Kolm-Pollack les *différences* d'utilités intertemporelles en écart au compte central, soit, pour la fonction de Gini :

$$\Lambda^{Gini} \left(W_{t,SCi}^{intertemp} \right)_{t \in T} = \frac{\sum_t \left(N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)} [i^\vartheta - (i-1)^\vartheta] \left[W_{t,SCi}^{intertemp} - W_{t,SC1}^{intertemp} \right]_{[i]} \right)}{\left(\sum_t N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)} \right)^\vartheta}$$

et pour la fonction de Kolm Pollack :

$$\Lambda^{Kolm} \left(W_{t,SCi}^{intertemp} \right)_{t \in T} = -\frac{1}{\gamma} \ln \left[\frac{\sum_t \left[N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)} \exp \left(-\gamma \left(W_{t,SCi}^{intertemp} - W_{t,SC1}^{intertemp} \right) \right) \right]}{\sum_t N_t (1 + \rho_s)^{-c(t)}} \right]$$

où $W_{t,SCi}^{intertemp}$ désigne l'utilité intertemporelle de l'individu représentatif de la cohorte née en t dans le scénario i (avec, ici, $i \in \{1, 2, 3, 4\}$).

Ces fonctions de bien-être social représentent les préférences d'un planificateur confronté au problème de choisir une réforme à l'aune de ses effets sur le bien-être intertemporel des cohortes relativement au scénario central de *statu quo* associé à une augmentation du taux de cotisations sociales et un âge de la retraite inchangé (scénario 1).

De façon immédiate, on remarque que les difficultés liées à la relation tendanciellement croissante liant l'utilité intertemporelle à la date de naissance sont neutralisées dans cette

spécification car cette tendance est commune à $W_{t,SCi}^{intertemp}$ et $W_{t,SC1}^{intertemp}$. Les gains ou pertes de bien-être intertemporel associés aux réformes des retraites, s'ils sont calculés par différence à un scénario central, ne sont donc pas tendanciellement croissants en fonction de la date de naissance.

Par ailleurs, l'application du maximin prend davantage de sens dans ce contexte :

- Pour $\vartheta \rightarrow \infty$ ou $\gamma \rightarrow +\infty$, le planificateur choisit la réforme qui maximise le bien-être de l'individu représentatif le plus pénalisé parmi l'ensemble des cohortes. Cet individu ne peut pas être le doyen de la population dans la mesure où, comme on l'a vu *supra*, l'influence des réformes sur le bien-être des individus déjà retraités est limité.

Confronté à des alternatives dont aucune n'est paréto-améliorante par rapport au scénario central, un planificateur rawlsien privilégie le statu quo dans ce contexte et choisit de mettre en oeuvre le scénario 1. Le scénario 1 est en effet, compte-tenu de la spécification des fonctions de bien-être social et de leurs arguments, celui où l'effet défavorable maximal pour la cohorte la plus défavorisée est le plus faible - de fait, il est nul.

- Pour $\vartheta = 1$ ou $\gamma \rightarrow 0$, on retrouve le cas de l'utilitarisme avec aversion nulle à l'inégalité intergénérationnelle.

Ces préliminaires méthodologiques peuvent terminer en abordant le choix de la valeur du taux d'escompte social appliqué. Sur cette question relativement délicate, il est possible de ne pas prendre position *a priori* et de faire varier ce taux entre 0 et 1 dans les calculs. Cette démarche permet aux conclusions du modèle de ne pas perdre en généralité. Si $\rho_s = 1$, le planificateur social ne tient aucun compte des générations futures. Si $\rho_s = 0$, il en tient compte au même titre que les générations vivantes dans le modèle au moment de l'annonce de la réforme (à effectifs identiques). Une hypothèse implicite de cette démarche est cependant que le taux d'actualisation du bien-être des générations futures est indépendant de la technologie de production, ce qui peut être discuté (Michel, 1990).

Quelques soient les valeurs non nulles utilisées pour ce paramètre, le choix social modélisé dans les pages qui suivent n'obéit donc pas aux principes du welfarisme strict qui suggèrent de ne pas prendre en compte la date de naissance des individus et de ne pas actualiser le bien-être des générations futures.

Typologie des préférences sociales associées aux quatre scénarios de réforme des retraites

Les figures 3.13 à 3.16 présentent le choix de réforme des retraites du planificateur social dans les quatre pays étudiés, en fonction de son degré d'aversion pour l'inégalité intergénérationnelle et de son taux d'actualisation du bien-être des générations futures. Deux fonctions de bien-être social sont utilisées, l'une permettant de tester la robustesse des résultats obtenus avec l'autre, soit qu'elles opèrent une permutation des gains ou pertes de bien-être intertemporel (Gini) ou leur appliquent une transformation concave (Kolm et Pollack). Ces résultats fournissent une présentation synthétique du choix social d'une

réforme des retraites par répartition en fonction des préférences du planificateur social. Les utilités intertemporelles des ménages sont une fonction croissante du taux de croissance économique et l'équité intergénérationnelle est prise en compte au travers de l'aversion du planificateur social à leur dispersion.

Dans un premier temps, l'analyse porte sur les résultats obtenus sur données françaises qui sont présentés à la figure 3.13.

*Pour des valeurs du paramètre d'aversion sociale à l'inégalité intergénérationnelle tendant vers l'infini (soit $\vartheta \rightarrow \infty$ dans le cas de la fonction de Gini ou $\gamma \rightarrow +\infty$ dans le cas de la fonction de Kolm Pollack), le planificateur choisit toujours le scénario 1 (hausse des cotisations sociales et âge de la retraite inchangé) pour les raisons évoquées *supra*. Les valeurs des paramètres d'aversion à l'inégalité intergénérationnelle à partir desquelles le choix social se porte sur le scénario 1 peuvent être assez élevées et ne figurent pas sur les graphiques présentés.*

Dans le cas d'un planificateur utilitariste avec aversion nulle ($\vartheta = 1$ ou $\gamma \rightarrow 0$), le choix de la réforme dépend du degré de prise en compte du bien-être des générations futures. S'il est élevé, le planificateur choisit la réforme 2 avec baisse sensible du taux de remplacement et âge de départ à la retraite inchangé, qui bénéficie en effet beaucoup aux générations futures. Au-delà d'un taux d'actualisation sociale de 24% pour la fonction de Gini et de 19% pour la fonction de Kolm Pollack, le planificateur préfère mettre en oeuvre le scénario 4 (hausse de l'âge de départ à la retraite et ajustement contenu du taux de remplacement pour les futurs retraités).

Les valeurs-charnières du taux d'actualisation définissant le choix d'un planificateur sans aversion à l'inégalité intergénérationnelle sont supérieures au taux d'escompte traditionnellement utilisé par les administrations françaises pour calculer le rendement socio-environnemental de projets publics à long terme (infrastructures notamment), qui est habituellement fixé encore aujourd'hui à 8%. Il semble cependant difficile de déduire de ces résultats que les pouvoirs publics français choisiraient en pratique de mettre en oeuvre le scénario 2. Dans la réalité administrative, les décisions relatives aux projets économiques à long terme font généralement peu de cas des évaluations économiques desdits projets. Par ailleurs, les pouvoirs publics sont relativement peu incités à tenir compte du bien-être des générations futures car elles ne participent pas au processus d'élections démocratiques. Enfin, les pouvoirs publics n'ont probablement pas une aversion nulle à l'inégalité entre les générations, surtout dans un contexte où l'électeur d'âge médian est un baby-boomer âgé entre 45 et 46 ans dans le modèle pour lequel les implications du scénario 2 en termes de bien-être intertemporel sont défavorables et sensibles. Ce point amène donc à considérer le choix d'un planificateur avec aversion non nulle mais finie à l'inégalité intergénérationnelle.

Pour des niveaux intermédiaires d'aversion du planificateur à l'inégalité intergénérationnelle (ϑ ou γ), plusieurs cas sont à distinguer. Sur données françaises, une augmentation de la valeur de ces paramètres à partir du cas de l'aversion nulle est favorable dans un premier temps au scénario 4 (hausse de l'âge de la retraite et baisse graduelle du

taux de remplacement). Des valeurs plus élevées d'aversion à l'inégalité intergénérationnelle amènent le planificateur à préférer le scénario 3 (hausse de l'âge de la retraite avec ajustement du taux de cotisations sociales). Comme indiqué *supra*, le planificateur rawlsien, caractérisé par une aversion infinie à l'inégalité, choisit toujours le scénario 1 (âge de la retraite inchangé et hausse du taux de cotisations sociales).

Dans le contexte d'économie empirique de cette thèse, une démarche possible pour parvenir à une conclusion normative claire consiste à définir des niveaux significatifs et réalistes pour les paramètres d'aversion sociale à l'inégalité intergénérationnelle ϑ ou γ . A cette fin, il est possible de comparer l'écart de pondération dans la fonction de bien-être social entre le bien-être intertemporel d'un individu représentatif d'une cohorte de baby-boomers (par exemple celle née en 1950) à celui d'une cohorte née au milieu des années 1980, par exemple celle née en 1985.

Sur données françaises, un planificateur caractérisé par $\vartheta = 1.6$ ou $\gamma = 2.6$ pondère le bien-être d'un baby-boomer né en 1950 environ 50% plus intensément que celui d'un individu né en 1985. Des valeurs de $\vartheta = 2.0$ ou $\gamma = 4.4$ correspondent à un planificateur pondérant le bien-être d'un baby-boomer né en 1950 deux fois plus que celui d'un individu né en 1985. Nous retenons donc, sur données françaises, les valeurs de $\vartheta = 1.6$ ou $\gamma = 2.6$ comme caractérisant un planificateur avec aversion modérée à l'inégalité intergénérationnelle et celles de $\vartheta = 2.0$ ou $\gamma = 4.4$ comme associée à un planificateur avec aversion élevée à l'inégalité intergénérationnelle.

En ce qui concerne le taux d'actualisation du bien-être des générations futures, deux solutions sont retenues, soit $\rho_s = 5\%$ soit $\rho_s = 100\%$, ce dernier cas correspondant à une absence de prise en compte du bien-être des générations futures.

Quatre types de préférences sociales relatives à quatre types de planificateurs, caractérisés chacun par un couple (ϑ, ρ_s) ou (γ, ρ_s) , peuvent dès lors être définis :

- planificateur utilitariste avec aversion modérée à l'inégalité intergénérationnelle mais non soucieux des générations futures (désigné par le sigle RN, avec $\vartheta = 1.6$ ou $\gamma = 2.6$ et $\rho_s = 100\%$). En France, ce planificateur RN choisit la réforme 4 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de remplacement) avec la fonction de Gini comme avec la fonction de Kolm et Pollack.
- planificateur utilitariste avec aversion modérée à l'inégalité intergénérationnelle et soucieux des générations futures (RS avec $\vartheta = 1.6$ ou $\gamma = 2.6$ et $\rho_s = 5\%$). En France, ce planificateur choisit la réforme 3 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de cotisations sociales) avec la fonction de Gini et la réforme 4 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de remplacement) avec la fonction de Kolm et Pollack.
- planificateur utilitariste avec aversion élevée à l'inégalité intergénérationnelle mais non soucieux des générations futures (EN avec $\vartheta = 2.0$ ou $\gamma = 4.4$ et $\rho_s = 100\%$). En France, ce planificateur choisit la réforme 3 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de cotisations sociales) avec la fonction de Gini et la réforme 4 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de remplacement) avec la fonction de Kolm et Pollack.

- planificateur utilitariste avec aversion élevée à l'inégalité intergénérationnelle et soucieux des générations futures (ES avec $\vartheta = 2.0$ ou $\gamma = 4.4$ et $\rho_s = 5\%$). En France, ce planificateur choisit la réforme 3 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de cotisations sociales) avec la fonction de Gini et la réforme 4 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de remplacement) avec la fonction de Kolm et Pollack.

Au total, l'utilisation des différents types de fonctions de bien-être social aboutit à des résultats qualitativement très proches, quoique quantitativement non identiques, que ces fonctions opèrent une permutation des utilités intertemporelles ou une transformation concave de ces utilités.

De notre point de vue, le planificateur social dans une société démocratique correspond au type RN (avec aversion modérée à l'inégalité intergénérationnelle mais absence de prise en compte du bien-être des générations futures). Son aversion à l'inégalité est non nulle (cf. Tocqueville, 1840). Elle ne peut pas être trop élevée dans la mesure où il est élu au suffrage universel et qu'une aversion élevée à l'inégalité intergénérationnelle dans le modèle se traduit par un choix social ne tenant significativement compte que du bien-être d'un nombre restreint de cohortes. En outre, la préférence pour le présent du planificateur social est empiriquement très importante - de nombreux exemples pouvant être cités à l'appui de cette considération.

Dans notre modèle sur données françaises, ce planificateur démocratique standard choisit la réforme 4 (hausse de l'âge de la retraite et ajustement du taux de remplacement) avec la fonction de Gini comme avec la fonction de Kolm et Pollack.

Ceci constitue la conclusion normative pour la réforme des retraites sur données françaises.²¹

Alors que l'utilisation du seul critère de l'effet des réformes des retraites sur le niveau de vie ne permet pas de choisir entre les scénarios 2, 3 et 4 en France, la prise en compte complémentaire des effets de redistribution inter-générationnels permet de recommander la mise en oeuvre du scénario 4.

Les figures 3.14 à 3.16 présentent les résultats obtenus à partir des modèles d'équilibre général paramétrés sur données américaines, japonaises et allemandes respectivement. Dans ces trois pays, les écarts de taux de croissance et de niveau de vie entre les scénarios de réforme 2, 3 et 4 sont légèrement moins contenus que dans le cas français (cf. 2.1.7 et 2.2.3). Les résultats du chapitre 2 laissaient déjà attendre un choix du planificateur social favorable à un ajustement du taux de remplacement (p_t) avec âge de la retraite inchangé aux Etats-Unis et au Japon, et à une hausse de l'âge de départ en retraite (ψ_t) en Allemagne.

²¹sous réserve de la prise en compte des effets de redistribution intra-générationnelle, cf. section 3.2 *infra*.

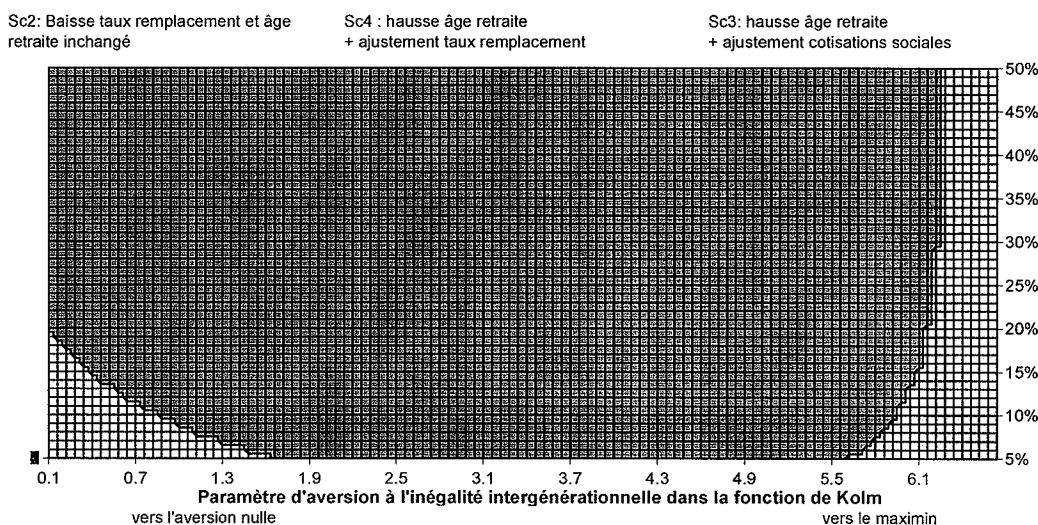
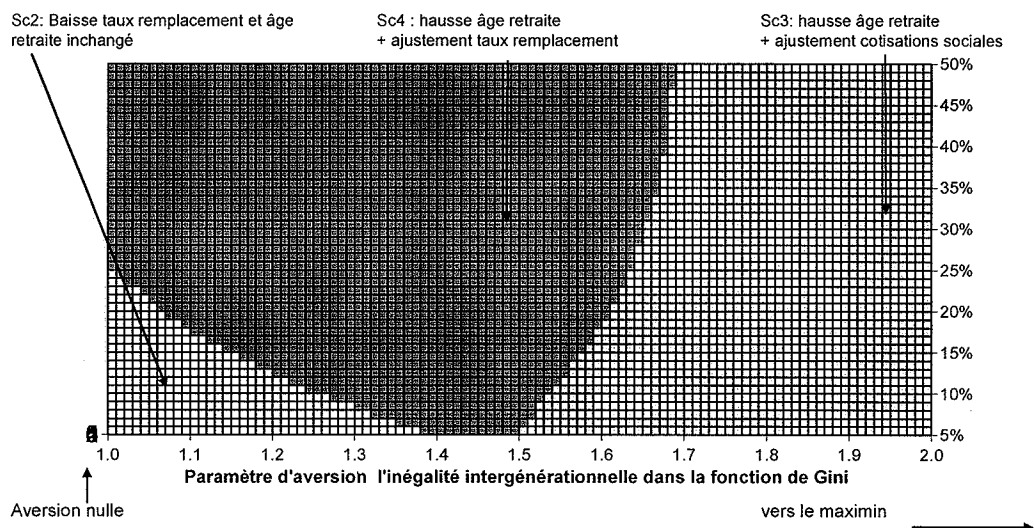


FIG. 3.13 – France : choix social du type de réforme des retraites en fonction du type de préférences sociales

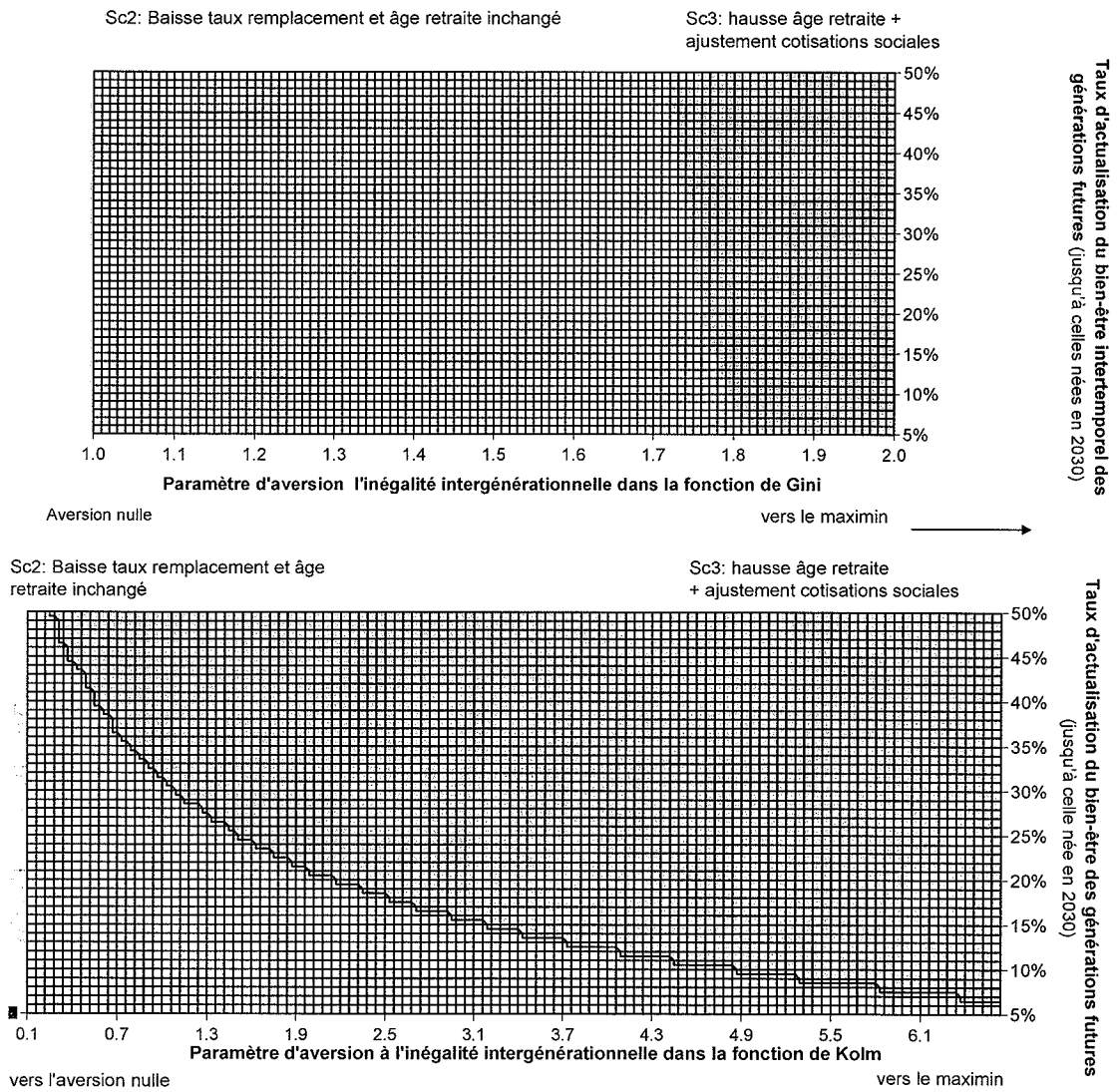


FIG. 3.14 – Etats-Unis : choix social du type de réforme des retraites en fonction du type de préférences sociales

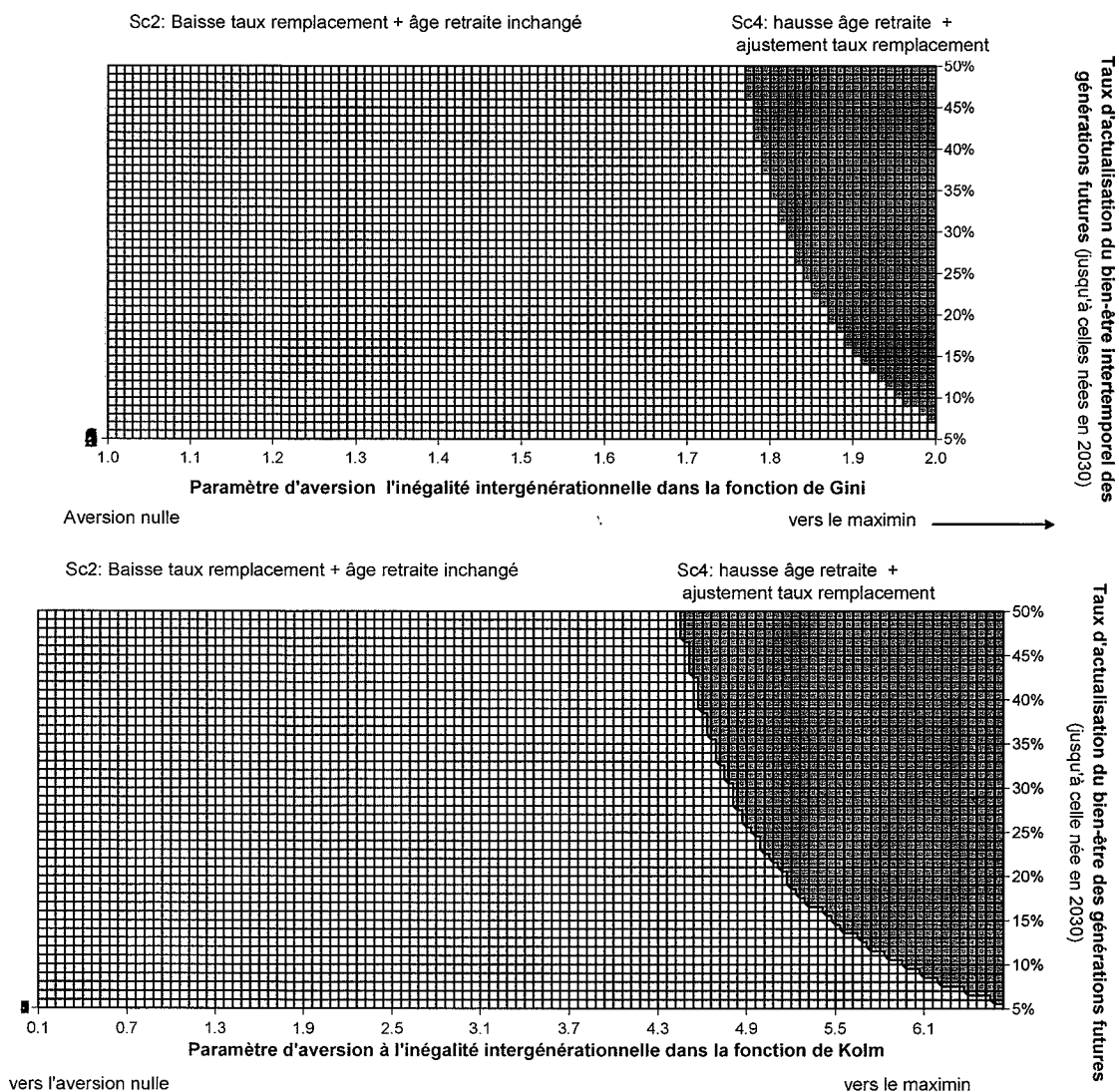


FIG. 3.15 – Japon : choix social du type de réforme des retraites en fonction du type de préférences sociales

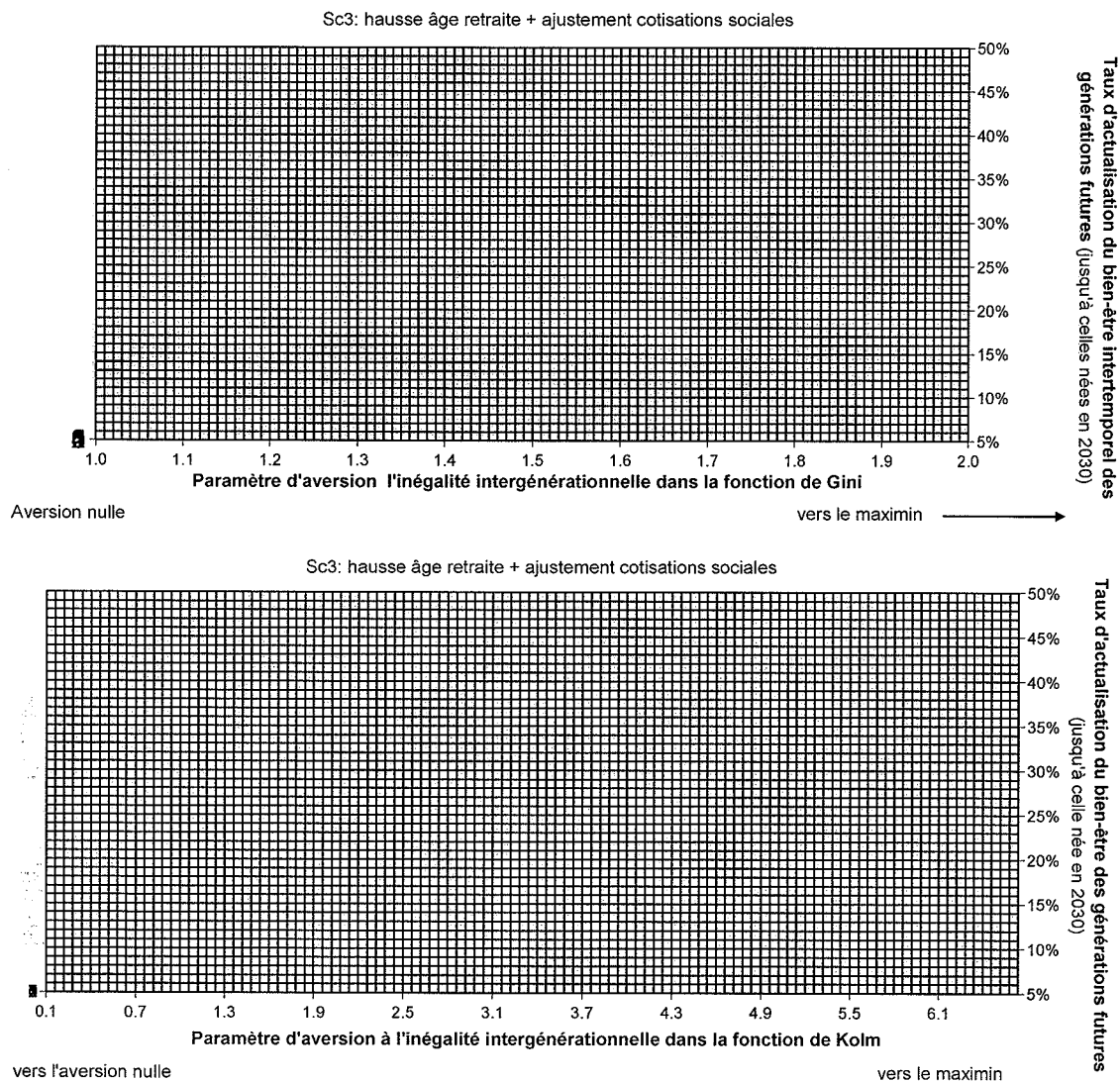


FIG. 3.16 – Allemagne : choix social du type de réforme des retraites en fonction du type de préférences sociales

La prise en compte des effets de redistribution intergénérationnelle confirme et affine l'analyse de ces résultats :

- Aux Etats-Unis et au Japon, le planificateur choisit, dans la quasi-totalité des situations envisagées ici, le scénario 2 où l'âge de départ à la retraite est inchangé et le taux de remplacement diminué. Seul une aversion particulièrement élevée à l'inégalité intergénérationnelle l'amènerait à augmenter l'âge de départ à la retraite avec ajustement complémentaire du taux de cotisations sociales (scénario 3) aux Etats-Unis, ou du taux de remplacement (scénario 4) au Japon.

- En Allemagne, le planificateur choisit dans tous les cas la réforme qui augmente l'âge de départ à la retraite avec ajustement complémentaire des cotisations sociales (scénario 3). Ce choix reflète une structure de la population allemande particulière où les générations nées entre 1950 et 1960 sont particulièrement nombreuses par rapport aux autres. Dans ce contexte, l'influence favorable sur la croissance d'une élévation de l'âge effectif de départ en retraite est importante et le choix d'ajuster le taux de cotisations sociales se traduit par un effet défavorable sur le bien-être des actifs âgés plus faible qu'une baisse du taux de remplacement - qui, elle, est relativement moins défavorable pour le bien-être des actifs jeunes.

Avant de clore l'analyse normative de cette section, il peut être intéressant de se demander ce que peut apporter cette analyse empirique à certains débats relatifs à la justice intergénérationnelle en général et à la répartition entre différentes générations des «risques» liés aux évolutions démographiques et économiques en particulier.

Musgrave (1981) distingue à cet égard trois schémas-types. Le premier, dit «à prestations garanties» (ou taux de remplacement garanti), est généralement associé au financement des retraites par répartition et garantit aux actifs d'aujourd'hui un taux de remplacement futur inchangé. En cas de dégradation des conditions économiques et/ou démographiques, l'effort d'ajustement est supporté par les actifs futurs sous la forme d'une augmentation de prélèvements obligatoires, comme dans le scénario 1 de notre modèle.

Le second schéma-type, dit «à contributions définies» (ou taux de contribution fixe), est souvent associé au développement de systèmes d'épargne-retraite privée. Il ne garantit aux actifs d'aujourd'hui que des retraites correspondant à une proportion prédéfinie des salaires des actifs de demain. Si les conditions de financement des retraites se dégradent, l'ajustement s'effectue exclusivement par une baisse du taux de remplacement futur. Ce schéma correspond d'assez près au scénario 2 de notre modèle.

Musgrave (1981) propose un troisième schéma dit «de la position relative fixe» qui mêle les deux précédents. Ce schéma consiste à maintenir constant pour chaque période le rapport entre les prestations nettes par tête des retraités futurs et le revenu net par tête des futurs actifs. Cette règle vise à répartir les risques démographiques et économiques entre les générations actives. En cas de choc de vieillissement, les ajustements du régime de retraite sont partagés entre une hausse du taux de cotisations sociales et une baisse du taux de remplacement futur. Gosseries (2005) examine de façon critique la pertinence

de la proposition de Musgrave et souligne qu'elle peut entrer en contradiction avec des considérations égalitaristes.

Dans ce contexte, nos scénarios 3 et 4 où le principal levier de la réforme consiste en une augmentation de l'âge de départ à la retraite paraissent se rapprocher d'un schéma différent de justice intergénérationnelle. Dans un schéma idéal où l'ajustement au cours du temps de l'âge moyen effectif de départ à la retraite est tel qu'aucun ajustement complémentaire du taux de cotisations sociales ou du taux de remplacement n'est nécessaire pour équilibrer exactement le régime chaque année, la durée de la vie active devient un paramètre d'ajustement permettant de concilier dans la typologie de Musgrave les propriétés de taux de remplacement garanti et de taux de contribution fixe. Nos travaux montrent que cette solution présentent des caractéristiques intéressantes au regard des effets de redistribution inter-générationnelle au sein des cohortes actives : ces effets sont à la fois relativement contenus et relativement bien répartis entre les générations.

L'étude des conséquences redistributives des réformes des retraites ne peut s'achever ici dans la mesure où ces effets n'ont jusqu'à maintenant été envisagés qu'au regard d'une seule dimension, à savoir l'âge des agents au moment du choix de la réforme. La section suivante aborde l'étude des conséquences redistributives des réformes en fonction du niveau de revenu, et analyse par conséquent les effets de redistribution intra-générationnelle.

3.2 Effets redistributifs des réformes des retraites selon le niveau de revenu

Au niveau agrégé, l'effet économique du vieillissement est globalement défavorable dans la mesure où il génère des problèmes de financement des régimes de retraites par répartition et des ajustements paramétriques qui pèsent sur le bien-être. Pour les individus cependant, la composante du vieillissement 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, toutes choses égales par ailleurs, et se traduit ainsi par une influence favorable sur le revenu permanent.

L'effet net sur le bien-être des individus de ces deux mécanismes liés au vieillissement dépend du type de réforme des retraites par répartition mis en oeuvre par les pouvoirs publics, et de l'âge des ménages à la date de mise en oeuvre d'une réforme, comme l'ont montré les modèles d'équilibre général des précédentes parties.

Il dépend aussi du niveau de revenu des individus et ce lien constitue l'objet de cette section.

Les développements qui suivent s'intéressent donc 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 d'homogénéité des individus appartenant à une même cohorte, retenue de façon standard dans les modèles en équilibre général des deux premières parties, 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 aurait ajouté une dimension supplémentaire à l'espace des variables. Elle aurait rendu la résolution du modèle plus complexe pour un impact sur la dynamique macroéconomique limitée, 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 : a) une hausse sensible du taux de cotisations sociales à âge de départ en retraite inchangé, b) une baisse sensible du taux de remplacement à âge de départ en retraite inchangé, c) une augmentation de l'âge de départ à la retraite avec hausse complémentaire du taux de cotisations sociales permettant d'obtenir l'équilibre exact du régime, ou d) une augmentation de l'âge de départ à la retraite avec baisse complémentaire du taux de remplacement 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 ; et l'ajustement complémentaire du taux de cotisations sociales ou du taux de remplacement permet d'obtenir le maintien du régime à l'équilibre exact.

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 dans les modèles d'équilibre général.

Cette section n'aborde pas la question des imbrications éventuelles entre réforme des retraites et politique d'allègement de charges sociales sur les bas salaires. Les baisses de charges sociales à proximité du SMIC mises en oeuvre en France depuis le milieu des années 1990 ont pour objectif de modérer le coût du travail des agents peu qualifiés. Depuis quelques années, elles permettent aussi de limiter les effets problématiques pour leur taux d'emploi liés aux augmentations significatives du Smic réel, pour un coût important du point de vue des finances publiques. Ces allègements de charges génèrent des effets redistributifs intra-générationnels. L'hypothèse de ne pas modéliser d'éventuels modifications d'allègements de charges n'est pas apparue trop forte : les prévisions à long terme en la matière s'avèrent très difficiles et si aucune modification fondamentale n'est décidée au cours des vingt prochaines années, les conclusions issues du modèle demeurent essentiellement valables.

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 impor-

tants 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 dans ce modèle en équilibre partiel.

La première section de ce chapitre présente de façon synthétique des caractéristiques de la réforme des retraites votée en France en août 2003. Cette réforme reflète l'orientation du débat public actuel sur le financement des retraites favorable à la mise en place de mécanismes liant l'évolution des âges légaux et effectifs de départ à la retraite à l'évolution de l'espérance de vie future. Elle offre un exemple concret de réforme des retraites augmentant l'âge de départ à la retraite de manière à stabiliser le ratio (durée de cotisations / durée de retraite) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie.

3.2.1 Augmentation de l'âge de la retraite à rapport (durée de cotisation / durée de retraite) constant : le principe de la réforme d'août 2003 en France

Cette section présente les caractéristiques d'une réforme qui augmente l'âge de départ à la retraite en stabilisant le rapport (durée de cotisation / durée de retraite). Elle introduit la notion de "partage des gains d'espérance de vie". Elle est essentiellement illustrative et les notations utilisées ne seront pas reprises dans la suite de ce chapitre.

Un régime de retraite par répartition est équilibré si la totalité des prestations versées est financée par ses recettes. Pour l'essentiel, les recettes sont des cotisations sociales et l'équilibre comptable peut s'écrire de façon simplifiée :

$$\bar{\sigma} = \tau [\bar{y}_{iM}\varepsilon_M(1 + n_M) + \bar{y}_{iY}\varepsilon_Y(1 + n_Y + n_M)]$$

où $\bar{\sigma}$ désigne le montant moyen des pensions de retraite versées par le régime, τ un taux de cotisations sociales moyen assis sur les revenus du travail qui finance le régime de retraite, \bar{y}_{iM} le revenu moyen du travail d'un actif âgé, \bar{y}_{iY} le revenu moyen du travail d'un actif jeune, ε_Y le taux d'emploi des jeunes,²² ε_M le taux d'emploi des individus plus âgés,²³ n_Y le taux de croissance de la population jeune par rapport à celle d'âge moyen et n_M le taux de croissance de la population d'âge moyen par rapport à celle des retraités, qui est ici normalisée ici à 1.²⁴

Cette relation d'équilibre est réputée toujours vérifiée²⁵ et constitue la contrainte budgétaire du régime de retraite. Si on suppose pour simplifier que $\varepsilon_Y = \varepsilon_M = \bar{\varepsilon}$, $n_Y = n_M = \bar{n}$ et $\bar{y}_{iY} = \bar{y}_{iM} = \bar{y}_i$, alors l'équilibre comptable du régime devient $\tau = \frac{\sigma}{(2+3\bar{n})\bar{y}_i\bar{\varepsilon}}$. Le vieillissement démographique se traduit par un redressement du ratio de dépendance (égal ici à $1/(2+3\bar{n})$). Le maintien de l'équilibre comptable du régime de retraite nécessite alors soit une hausse des prélèvements obligatoires τ , soit une baisse de la pension moyenne $\bar{\sigma}$ (et donc du ratio de remplacement moyen), soit une augmentation du taux d'emploi moyen $\bar{\varepsilon}$ des populations en âge de travailler, soit une action sur le ratio de dépendance par l'intermédiaire notamment de mesures reculant l'âge moyen de départ à la retraite, soit un recours à l'endettement public, soit une combinaison des solutions précédentes.²⁶

La loi portant réforme des retraites votée en France en août 2003 alourdit modérément les prélèvements obligatoires.²⁷ Surtout elle modifie les paramètres démographiques en vue de brider l'augmentation tendancielle du ratio de dépendance dans un contexte de vieillissement démographique.

Pour parvenir à ce deuxième objectif, la réforme modifie significativement le mode de calcul des pensions de retraite versées par le régime général. Traditionnellement, le montant mensuel d'une pension de la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse (CNAV) résulte de l'application d'un taux de liquidation L_i à un salaire moyen $\bar{y}_{i,cnav}$ affecté d'un ratio dit de "proratisation", soit :²⁸

²² Rapport (actifs occupés jeunes / population totale de jeunes).

²³ Rapport (actifs occupés d'âge moyen / population totale d'actifs d'âge moyen).

²⁴ Les paramètres n_Y et n_M peuvent être négatifs.

²⁵ L'hypothèse selon laquelle le régime de retraite ne s'endette jamais est ici maintenue.

²⁶ Dans la plupart des simulations des réformes des retraites, et en particulier dans l'ensemble de ce travail, une augmentation de l'âge moyen de départ à la retraite implique toujours une hausse du taux d'emploi moyen $\bar{\varepsilon}$ des populations en âge de travailler, et en particulier des seniors.

²⁷ La réforme d'août 2003 prévoit en effet un redressement du taux des cotisations vieillesse de 0,2% au 1er janvier 2006 et une affectation des recettes tirées de 2 points de cotisations chômage au régime d'assurance vieillesse (sous l'hypothèse sans doute très optimiste d'un reflux sensible du taux de chômage futur).

²⁸ L'impact de la bonification de 10% accordée aux parents ayant élevé au moins 3 enfants est ici négligé.

$$\sigma^i = L_i \bar{y}_{i,cnav} \min \left(1, \frac{T_i}{T_{prorat}} \right) \quad (3.1)$$

où $\bar{y}_{i,cnav}$ correspond à la moyenne des salaires reçus par un individu i sur les dernières années de carrière et revalorisés selon l'indice des prix. T_i désigne la durée validée par l'individu i au régime général (y compris majorations, chômage, préretraite, service militaire...) exprimée en trimestres. T_{prorat} est un paramètre *ad hoc* défini par le régime général, appelé durée de proratisation (en trimestres). Le taux de liquidation L_i d'un individu i est égal à 50% dans le régime général si l'individu a 65 ans ou plus, ou si la durée de cotisation T_i est au moins égale à une durée de cotisation minimale $T_{liqtxpl}$.²⁹ Cette durée minimale de cotisation $T_{liqtxpl}$ ouvrant droit au taux plein³⁰ a été portée de 150 à 160 trimestres par la réforme de 1993. Si l'individu est âgé de moins de 65 ans ou si $T_i < T_{liqtxpl}$, L_i est inférieur au taux plein de 50% en lien avec un mécanisme de décote. Cette décote (γ) est proportionnelle au nombre de trimestres manquants pour obtenir la liquidation à taux plein³¹ ou au nombre d'années restant avant d'atteindre l'âge de 65 ans, le régime général applique toujours la solution la moins la moins défavorable pour l'assuré.

Enfin, la réforme de 2003 introduit un nouveau mécanisme de surcote écrêtée ν qui majore le taux de liquidation L_i en fonction du nombre d'années d'activité au-delà de l'âge pour lequel la durée de cotisation minimale $T_{liqtxpl}$ était atteinte et ayant été validées après le 1er janvier 2004. Au total, le taux de liquidation L_i est obtenu par application de la formule suivante :

$$L_i = 50\% \cdot \left[1 + \nu \max \left[0, \min \left(\frac{T_i - T_{liqtxpl}}{4}, I_{x-2004} \right) \right] - \gamma \max \left[0, \min \left(65 - a_i, \frac{T_{liqtxpl} - T_i}{4} \right) \right] \right] \quad (3.2)$$

où a_i désigne l'âge de l'individu i à la date de liquidation des droits, ν le "taux de surcote", γ le "taux de décote", T_i le nombre de trimestres effectivement cotisés par cet individu i et I_{x-2004} le nombre d'années écoulées depuis 2004.³²

Par définition, une réforme paramétrique modifie les conditions de calcul des retraites versées en vue de maintenir l'équilibre comptable du régime de retraite.

²⁹Pour les générations antérieures à 1948, T_{prorat} est différent de $T_{liqtxpl}$. Prenant acte du manque de lisibilité du système sur ce point, la réforme de 2003 prévoit que T_{prorat} devient égal à $T_{liqtxpl}$ pour les générations nées à partir de 1948.

³⁰La possibilité d'obtenir une retraite à taux plein avant 60 ans (dans certains cas exceptionnels) est ici négligée.

³¹Ce nombre de trimestres manquant est *de facto* plafonné à 20. En effet, la retraite à taux plein est acquise à 65 ans, et les droits à la retraite ne sont ouverts qu'à partir de 60 ans dans le cas général.

³²Compte-tenu de ces définitions, les mécanismes de décote et de surcote sont exclusifs l'un de l'autre : on a en effet dans tous les cas :

$$\max(0, \min(0.25 \cdot (T_i - T_{liqtxpl}); I_{x-2004})) * \max(0, \min(65 - a_i; 0.25 \cdot (T_{liqtxpl} - T_i))) = 0$$

Longtemps, l'alourdissement des prélèvements obligatoires a été privilégié pour faire face à la montée en charge des dépenses de retraites. L'existence d'effets distorsifs associés à une augmentation sensible de la taxation du travail ont dans un premier temps amené à la création d'impôts à base élargie (comme la CSG en France au début des années 1990).

L'abandon d'une logique exclusivement fiscale est plus récent. Un choix exclusif en faveur d'une augmentation des prélèvements obligatoires se traduirait à l'avenir par une envolée du taux de cotisations sociales aux effets défavorables sensibles sur le bien-être. De fait, les réformes des régimes de retraite au cours des dernières années visent à contenir dans la mesure du possible les hausses de prélèvements obligatoires. C'est le cas par exemple de la réforme Riester mise en oeuvre en Allemagne à partir de 2001 et dont un des objectifs consiste à geler le taux de prélèvement à son niveau actuel.

Dans ce contexte, les débats sur le financement des retraites par répartition depuis la fin des années 1990 ont souligné la pertinence de modifier certains paramètres démographiques des régimes en vue de stabiliser le rapport (effectifs cotisants / effectifs retraités) (Charpin *et al.*, 1999). Cet objectif se traduit habituellement par un recul de l'âge moyen de départ à la retraite. En France, la loi du 21 août 2003 traduit une évolution sensible des instruments mis en oeuvre en ce sens par les pouvoirs publics.

La réforme d'août 2003 a pour objectif principal de stabiliser le rapport entre la durée de cotisation et la durée de retraite dans un contexte de vieillissement démographique. Elle introduit à cette fin un mécanisme dit de "partage des gains d'espérance de vie". L'article 5 de la loi du 21 août 2003 dispose que la durée minimale de cotisation $T_{liqtxpl}$ ouvrant droit à une retraite à taux plein sera augmentée à compter de 2008. A chaque année n , le rapport (durée de cotisation de référence / durée de retraite) moyen prévu est calculé pour l'année $n + 5$ selon la formule :³³

$$\Theta_n = \frac{T_{liqtxpl_{n+5}}}{Esp60_n - (T_{liqtxpl_{n+5}} - 160)}$$

où Θ_n désigne le rapport entre la durée de cotisation et la durée de retraite à l'année n , $T_{liqtxpl_{n+5}}$ la durée minimale de cotisations ouvrant droit au taux plein en $n + 5$, et $Esp60_n$ le nombre moyen d'années entre 60 ans et la mort en $n + 5$ attendu en n (en trimestres). Le dénominateur correspond à la durée de retraite moyenne calculée comme l'espérance de vie à 60 ans diminuée de la hausse progressive de $T_{liqtxpl_n}$ à partir de 2008.

La réforme d'août 2003 dispose que le paramètre $T_{liqtxpl_n}$ est ajusté de façon incrémentale chaque année à partir de 2009. L'ajustement incrémental est calculé de façon à geler Θ_n à son niveau atteint en 2003 (soit 1,79) dans un contexte où l'espérance de vie à 60 ans devrait continuer à augmenter. En d'autres termes, l'allongement de la durée de cotisation est calculé de façon à stabiliser le ratio (durée moyenne de cotisation / durée moyenne de

³³Le décalage de 5 années vise à favoriser un ajustement graduel des anticipations des agents quant à leur date de retraite et à éviter les "surprises" informationnelles en fin de vie active.

retraite) dans un contexte de longévité croissante. Son effet principal est de repousser l'âge moyen effectif de départ à la retraite. Pour obtenir une retraite identique à taux plein, les agents devront en effet justifier d'une période de cotisation plus longue.

L'application de ce mécanisme incrémental devrait donc se traduire en 2020 par une valeur de $T_{liqtxpl_{2020}}$ telle que $1.79 = \frac{T_{liqtxpl_{2020}}}{Esp60_{2020} - (T_{liqtxpl_{2020}} - T_{liqtxpl_{2003}})}$ avec $T_{liqtxpl_{2003}} = 160$. En l'absence de réforme modifiant la durée minimale de cotisation ouvrant droit au taux plein, la situation aurait été caractérisée par $1.79 > \frac{T_{liqtxpl_{2003}}}{Esp60_{2020}}$. Avec la réforme, la durée de cotisation ouvrant droit au taux plein en 2020 ($T_{liqtxpl_{2020}}$) sera plus élevée que $T_{liqtxpl_{2003}}$ selon un nombre de trimestres noté Ω tel que $1.79 = \frac{T_{liqtxpl_{2003}} + \Omega}{Esp60_{2020} - (T_{liqtxpl_{2003}} + \Omega - 160)} = \frac{T_{liqtxpl_{2003}} + \Omega}{Esp60_{2020} - \Omega}$. Dans cette dernière expression, $T_{liqtxpl_{2003}} + \Omega$ désigne le temps cotisé après réforme et $Esp60_{2020} - \Omega$ le temps attendu passé en retraite après mise en oeuvre de la réforme. Sur la base d'une hypothèse de gains d'espérance de vie future de l'ordre de 1.5 an tous les 10 ans, l'application de cet ajustement incrémental devrait se traduire en moyenne par une augmentation de $T_{liqtxpl_n}$ d'environ 1 trimestre par an.

Le tableau suivant synthétise les modifications apportées aux différents paramètres du régime général de la CNAV par la réforme de 1993 puis par la réforme de 2003. On rappelle que le calcul des pensions versées par le régime général s'effectue en utilisant les relations (3.1) et (3.2).

Paramètres intervenant dans le calcul des pensions du régime général

	Réforme de 1993	Réforme de 2003
$\hat{y}^i, cnav$	Salaire moyen de référence calculé... : - ... sur les 10 dernières années de carrière pour un individu né en 1933, - ... sur les 11 dernières années de carrière pour un individu né en 1934, - ... - ... sur les 25 dernières années de carrière pour un individu né en 1948.	Idem.
T_{prorat}	150 trimestres de cotisation au régime général.	Durée de proratisation : - 150 trimestres pour la génération 1943 et antérieures, - 152 trimestres pour la génération 1944, - ... - 160 trimestres pour la génération 1948, pour les générations postérieures à 1948 : $T_{prorat} = T_{liqtexpl}$
$T_{liqtexpl}$	Durée de cotisation tous régimes minimale ouvrant droit au taux plein : - 150 trimestres pour la génération 1933, - 151 trimestres pour la génération 1934, - ... - 160 trimestres pour la génération 1943 et les générations postérieures, - 160 trimestres pour toutes les générations à partir de 2003.	Durée de cotisation tous régimes minimale ouvrant droit au taux plein : - 160 trimestres pour les générations 1944 à 1948, - 161 trimestres pour la génération 1949, - ... - 164 trimestres pour la génération 1952 (qui aura 60 ans en 2012). (cf. art. 5 de la loi du 21 août 2003)
ν	0%	3%
γ	10%	5% Calendrier de transition dans décret à venir

3.2.2 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 (4.2.1) : il est supposé rigoureusement "bismarkien". Une version élargie avec minimum vieillesse est ensuite introduite (4.2.2) 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).

Le modèle sans minimum vieillesse

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).³⁴ Chaque période est de durée égale 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 π , 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 actif jeune maximise une fonction d'utilité cardinale intertemporelle w_{iY} telle que :

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

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 l_{iY} désigne la fraction du temps disponible consacrée au

³⁴ 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, précisément pour analyser ces phénomènes et les comparer à ceux obtenus dans les modèles en équilibre général.

travail par un actif jeune et ℓ_{iM} désigne la fraction du temps disponible consacrée au travail par un actif âgé. Le paramètre ρ désigne le taux d'escompte psychologique des individus. Le paramètre α désigne la préférence relative de la consommation par rapport au loisir. Il est supposé identique pour tous les individus actifs.³⁵

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 la renonciation au loisir consécutive 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 (cf. section 2.2).

- 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 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).³⁶ 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

³⁵Pour un individu à la retraite, le loisir (ℓ_{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).

³⁶Sur 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.

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 ici 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 forme de la fonction d'utilité ont amené à retenir pour la fonction V une forme quadratique, soit $V(\ell_{iY}) = -\ell_{iY}^2 + 1$, et pour U une fonction logarithmique 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 cohérents avec la littérature empirique disponible (cf. *infra*).

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

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

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 ℓ_{iY} la part du temps disponible consacrée au travail.³⁷ 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, le salaire réel brut de prélèvements obligatoires est égal à $\ell_{iY} \cdot 1 \cdot (1 + e_{iY}) = \ell_{iY}(1 + e_{iY})$.³⁸ Compte-tenu 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 :

³⁷ 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, ℓ_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 $\frac{\ell_{iY}}{y_{iY} + \ell_{iY}} = \frac{\ell_{iY}}{1 + e_{iY}}$.

³⁸ 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.

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

avec $h = [(1-z)(1+r) + \pi]$ et où τ 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.³⁹ 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 (σ^i) est proportionnelle à la moyenne pondérée des revenus bruts reçus au cours de la période d'activité, soit $\sigma^i = \mu \frac{\frac{1}{1+z}[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+r)^2}$ en valeur actualisée, et où μ désigne le taux de remplacement du régime de retraite⁴⁰

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 $z\ell_{iM} \frac{(1-\tau)(1+e_{iY})(1+\lambda)}{1+r}$ (en valeur actualisée), la retraite versée en fin de seconde période est égale à $\frac{(1-z)\mu[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)}$ et la retraite versée durant la période de vieillesse (V) est égale à $\frac{\pi\mu[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)(1+r)^2}$.

Les conditions de l'arbitrage intertemporel entre consommation courante et future sont données par les équations d'Euler.⁴¹ 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 standard 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 paramé-

³⁹Le 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.

⁴⁰Cette 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.

⁴¹Persson 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.

trisations utilisées dans ce travail. Les solutions du programme de maximisation des actifs jeunes sont fournies en annexe de ce chapitre.

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 des modèles d'équilibre général du chapitre 2 sur données françaises.⁴² Le modèle est calibré sur la valeur de la préférence relative de la consommation par rapport au loisir (α). La valeur de α 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.⁴³

A titre illustratif, la figure 3.17 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 $e_{iY} = 0.5$).

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})

⁴² La valeur de r dans le scénario central est fixée à 3.5% comme dans le modèle d'équilibre général. Le taux d'escompte psychologique est fixé à $\rho = 2\%$. Pour le paramètre τ , 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 (λ) est calculé à partir du profil quadratique utilisé dans les deux précédents chapitres (à savoir $e^{0.05*(age)-0.0006*(age)^2}$). 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*.

⁴³ 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 (α, e_{iY}). Les valeurs de α et e_{iY} sont comprises entre 0 et 1 et varient selon des intervalles de 0.01, soit 10.000 combinaisons possibles de (α, 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.

La valeur de α qui minimise l'écart absolu entre la valeur associée de $(l_{iY} + l_{iM}) * 0.5$ 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 α 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 α ($1 + e_{iY} < 2.5$ par exemple).

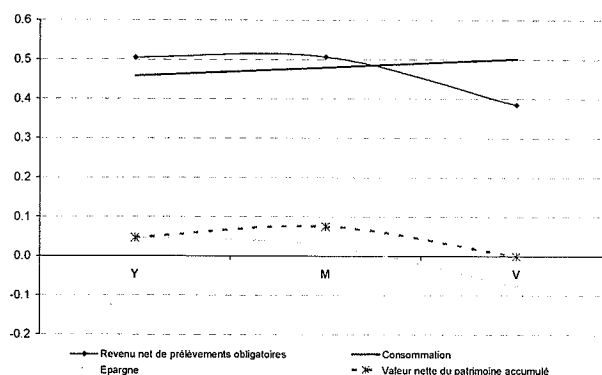


FIG. 3.17 – Comportements intertemporels de consommation et d'épargne dans le modèle d'un individu rémunéré à 1.5 SMIC

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 :

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

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

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

où τ' 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, μ' désigne le taux de remplacement après la réforme, z' l'âge de départ à la retraite après la réforme, π' 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 de maximisation des actifs âgés sont fournies en annexe de ce chapitre.

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

Equilibre 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 :⁴⁴

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

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*.⁴⁵

En cas de choc de vieillissement, la réforme paramétrique permet d'assurer le maintien de l'équilibre du régime dans un contexte de dégradation du rapport (effectifs cotisants / effectifs retraités).⁴⁶ L'équilibre comptable du régime devient en effet :

⁴⁴ On rappelle que, par définition, $(1+e_{iM}) = (1+e_{iY})(1+\lambda)$.

⁴⁵ 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 τ se traduit par une augmentation du taux de remplacement μ . L'effet sur le montant de la pension d'une variation de la taxe τ 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 μ 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 τ .

Pour le constater, il suffit de dériver la contrainte budgétaire en τ , soit :

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

Le premier terme à droite de cette expression correspond au surcroît de ressources prélevées sur les individus moyennement âgés et les jeunes en cas de hausse de τ . Le second terme correspond à la perte de base imposable liée à l'effet distorsif d'une hausse de taxe sur les individus moyennement âgés et les jeunes. Sous l'hypothèse réaliste selon laquelle le membre de droite est strictement positif, c.a.d. que le taux de cotisations sociales n'est pas si élevé que les effets distorsifs sur la base imposable deviennent supérieurs au surcroît de recette associé à une hausse de τ , alors $\partial \sum_i \sigma^i / \partial \tau > 0$. Or par définition on a

$$\text{aussi } \frac{\partial}{\partial \tau} \sum_i \sigma^i = \mu \sum_1 \frac{\partial \left[\frac{[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{1+z}}{\partial \tau} \right]}{\partial \tau} + \frac{\partial \mu}{\partial \tau} \sum_1 \left[\frac{[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{1+z} \right] > 0 \text{ et comme}$$

$\mu \sum_1 \frac{\partial \left[\frac{[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{1+z}}{\partial \tau} \right]}{\partial \tau} < 0$ alors finalement $\partial \mu / \partial \tau > 0$ cqfd - sous l'hypothèse que les paramètres démographiques restent inchangés, ce qui est bien le cas à ce stade de la réflexion (équilibre du régime avant le choc démographique).

⁴⁶ Quatre réformes-types sont ici envisagées : 1) une hausse sensible du taux de cotisations sociales (τ) à âge de départ en retraite (z) inchangé, 2) une baisse sensible du taux de remplacement (μ) à âge de départ en retraite inchangé, 3) une augmentation de l'âge de départ à la retraite (z) avec hausse complémentaire du taux de cotisations sociales (τ) permettant d'obtenir l'équilibre exact du régime, ou 4) une augmentation de

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

où τ' désigne le taux de cotisations sociales après le choc démographique et la réforme des retraites, μ' 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 τ , μ 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 l'augmentation de l'espérance de vie pèsent sur le rapport (effectifs cotisants / effectifs retraités). En retour, une modification des paramètres du régime τ , μ et/ou z influence aussi les comportements optimaux des ménages suivant les caractéristiques de l'optimum pour les ménages décrites *supra*.

Le modèle est paramétré sur données françaises :

- avant le choc de vieillissement et la réforme, les données démographiques (N_Y et N_M) sont identiques à celles utilisées dans les MEGGI du chapitre 2 pour l'année 2005 sur données françaises. 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.⁴⁷ 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 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} , α , τ , r , ρ , z , μ , λ , π , χ^{e^i})

La valeur du taux de remplacement μ 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 τ est 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

l'âge de départ à la retraite (z) avec baisse complémentaire et limitée du taux de remplacement (μ) 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.

⁴⁷Distribution 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.

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 $z = 0.71$, correspondant à un âge moyen de départ de 58.5 ans.⁴⁸ L'espérance de vie est fixée à 80 ans avant le choc et la réforme (soit $\pi = 0.67$)⁴⁹. 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 présenté au chapitre 2 (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 $z' = 0.81$,⁵⁰ 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 $\pi' = 0.82$).⁵¹ La modification complémentaire du taux de cotisations sociales (τ) ou du taux de remplacement (μ) qui permet d'obtenir l'équilibre exact du régime de retraite est aussi calculée par convergence numérique.

Les ajustements du taux de cotisations sociales (τ) ou du taux de remplacement (μ) 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 MEGGI avec marché du travail endogène du chapitre 2.⁵² 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.

⁴⁸ $z = 0.71 = \frac{(58.5 - 20 - 22.5)}{22.5}$ où la durée de chaque période (Y) et (M) correspond à 22.5 années.

⁴⁹ $\pi = 0.67 = \frac{80 - 20 - 22.5 * 2}{22.5}$

⁵⁰ $z' = 0.81 = \frac{0.79 + 1.79 * 0.82}{2.79}$

⁵¹ $\pi' = 0.82 = \frac{83.48 - 20 - 22.5 * 2}{22.5}$

⁵² La réforme du régime de retraite assurant le maintien de son équilibre par un alourdissement des prélèvements sociaux (τ) 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 le MEGGI avec marché du travail endogène (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 dans le MEGGI (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 (τ) 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).

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 redistributifs 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.⁵³

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%.

Programme des ménages Le modèle en équilibre partiel 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. Dans cette nouvelle version élargie, un individu est désormais caractérisé par deux paramètres individuels : sa productivité (e_{iY}) et le degré de complétude de sa carrière (β_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 et d'âge actif partage son temps disponible entre le travail et/ou le loisir pour une fraction (β_i) de son temps total, et d'autres occupations pour une fraction $(1 - \beta_i)$ qui ne lui apportent dans le modèle ni utilité ni désutilité.

La contrainte temporelle à laquelle sont soumis les actifs est modifiée et devient donc :

⁵³Plus précisément, le minimum vieillesse est un système de garantie de ressources pour les 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 (montant à la date de rédaction de ces lignes.). Son montant étant calculé sur une base annuelle, il peut 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.

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%).

$$\forall i, 0 \leq y_i + \ell_i = \beta_i \leq 1$$

où y_i désigne la part du temps disponible (β_i) consacrée au loisir et ℓ_i la part du temps disponible (β_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 $\ell_{iY}(1 + e_{iY})$, comme dans la version antérieure du modèle.

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

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

La contrainte budgétaire intertemporelle des ménages devient :

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

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 Γ 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 72% complète ou moins⁵⁴ 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 en annexe de ce chapitre.

Equilibre du régime de retraite, frontière d'éligibilité au minimum et mode d'indexation du minimum Dans le modèle sans minimum vieillesse, le calcul de l'ajuste-

⁵⁴ 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 λ est réduite (5.1%).

ment des paramètres du régime ne nécessite de disposer que d'une distribution exogène des revenus du travail en fonction de e_{iY} (cf. *supra*). Dans le modèle avec minimum vieillesse, la paramétrisation du modèle rendrait nécessaire l'utilisation d'une matrice exogène (e_{iY}, β_i) , c'est-à-dire d'une ventilation de la population active en fonction du salaire horaire et du degré de complétude des carrières. Les conditions de l'équilibre financier du régime tenant compte du financement du dispositif du minimum vieillesse seraient alors 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 étaient cohérentes avec les résultats des modèles en équilibre général.

Dans le cas particulier d'une réforme diminuant le taux de remplacement μ , 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 3.18 présente la "frontière d'éligibilité" au minimum vieillesse, qui est définie comme l'ensemble des individus pour lesquels est vérifiée la relation :

$$\Gamma \frac{[\rho_{e_{iY}=0}^{iY} + z \rho_{e_{iY}=0}^{iM} (1 + \lambda)]}{(1 + z)} = \beta_i \mu \frac{[\ell_{iY} (1 + e_{iY}) + z \ell_{iM} (1 + e_{iY}) (1 + \lambda)]}{(1 + z)} \quad (3.3)$$

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 (β_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 0.⁵⁵

⁵⁵ Avec les paramètres du modèle avant le choc démographique et la réforme, la frontière d'éligibilité passe par l'ordonnée à l'origine ($e_{iY} = 0; \beta_i = 72\%$) qui correspond à un smicard dont la carrière est incomplète

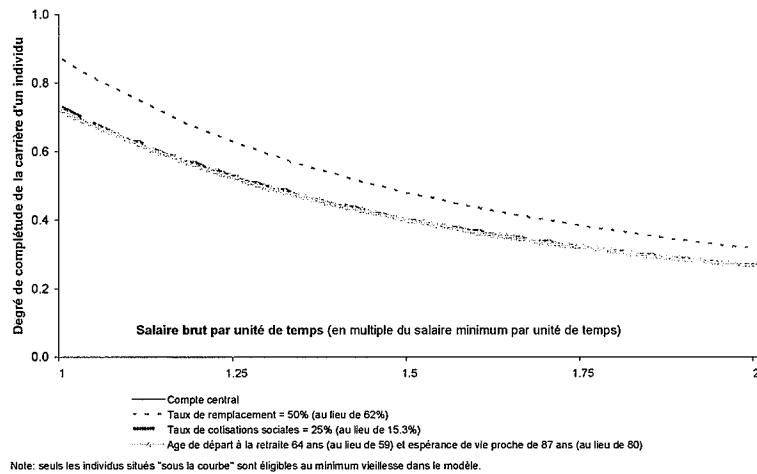


FIG. 3.18 – Frontière d'éligibilité au minimum vieillesse à montant inchangé du minimum vieillesse

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).⁵⁶

- 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.⁵⁷

Une baisse de μ se traduit aussi par des effets distorsifs sur l'offre de travail⁵⁸ qui modifient aussi la position de la frontière d'éligibilité. Néanmoins, l'influence est ici très

à hauteur de 72% d'une carrière complète. Cet ordre de grandeur est réaliste. En effet, les données réelles (*i.e.*, minimum vieillesse de 7164 euros par an, taux de remplacement moyen de 62% et SMIC annuel de 16284 euros) suggèrent qu'un smicard devient éligible au minimum vieillesse pour une carrière complète à hauteur de 72%.

⁵⁶ 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.

⁵⁷ En effet, les individus non éligibles vérifient $\frac{\mu[\ell_{iY}(1+e_{iY})+\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{2} > \bar{\sigma}$. Dans ce contexte, une baisse de μ à $(e_{iY}; \beta_i)$ donné rapproche un individu non éligible de la frontière, voire le rend éligible.

⁵⁸ soit, dans l'expression (3.3), sur $[\ell_{iY}(1+e_{iY})+\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]$ d'une part et $[\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + \ell_{e_{iY}=0}^{iM}(1+\lambda)]$ d'autre part.

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 μ en tant que telle et beaucoup moins aux effets induits sur l'offre de travail.

- Une baisse du taux de cotisations sociales τ 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 τ .

- La frontière n'est pratiquement pas modifiée non plus 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 $\frac{\mu[\ell_{iY}(1+e_{iY})+\ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{2} = \bar{\sigma}$ 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 Γ 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 (Γ') 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.

Cette hypothèse de frontière d'éligibilité au minimum inchangée revient en fait à indexer le niveau du minimum vieillesse sur le taux de remplacement d'un smicard à carrière complète. Elle ne tient donc pas compte du problème de l'appauvrissement relatif à long terme des personnes âgées lorsque les retraites ne sont revalorisées qu'en fonction des prix et non des salaires. Dans la mesure où le modèle après réforme est paramétré sur données simulées pour 2025, la portée de cette hypothèse pour les implications de politique économique de ce travail ne paraît pas trop importante. Si l'horizon d'analyse avait été plus long, le problème de l'appauvrissement relatif des personnes âgées aurait pu légitimer une analyse complémentaire (Blanchet et Crenner, 2006).

3.2.3 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.

La comparaison des élasticités des comportements optimaux au taux de cotisations so-

ciales obtenues dans les simulations avec les ordres de grandeur standards de la littérature économétrique en la matière permet de vérifier que le modèle possède de bonnes propriétés numériques. De fait, nos résultats empiriques concordent avec les ordres de grandeur habituels de la littérature. L'élasticité de l'offre de travail courante au taux de cotisations sociales est comprise entre -0.10 et -0.25 selon le niveau du taux de taxe et de salaire horaire. L'élasticité de la consommation au même taux est comprise entre -0.2 et -0.4 en moyenne selon le niveau du taux de cotisations sociales.

Ces propriétés numériques satisfaisantes du modèle invitent à comparer les élasticités des comportements optimaux au taux de remplacement et à l'âge de la retraite avec celles associées à une variation du taux de cotisations sociales. L'estimation de ces élasticités au taux de remplacement et à l'âge moyen de départ en retraite est moins répandue dans la littérature empirique. Elle permet de comparer l'intensité des effets distorsifs des réformes des retraites.⁵⁹

- une réforme des régimes par répartition favorisant le développement de l'épargne-retraite privée par une baisse du taux de remplacement se traduit par des effets distorsifs inférieurs à ceux d'un alourdissement des prélèvements obligatoires. L'élasticité des comportements au taux de remplacement μ est en moyenne légèrement plus faible dans le modèle que par rapport au taux de cotisations sociales τ . En particulier, l'élasticité de l'offre de travail au taux de remplacement est de l'ordre de (+)0,1.

- 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.

Hausse des cotisations sociales : des effets distorsifs significatifs Les figures 3.19 et 3.20 présentent respectivement l'élasticité de l'offre de travail des jeunes (ℓ_{iY}) et des actifs âgés (ℓ_{iM}) au taux de cotisations sociales dans le modèle sans minimum vieillesse, donc pour les individus à carrière complète ($\beta_i = 1$). Les figures 3.21 et 3.22 présentent respectivement l'élasticité de la consommation des jeunes (c_{iY}) et des actifs âgés (c_{iM}).⁶⁰

L'élasticité de l'offre de travail au taux de cotisations sociales est comprise entre -0.10

⁵⁹ 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. Cette hypothèse sera levée *infra* lors de l'analyse de l'impact global sur le bien-être des réformes des retraites.

⁶⁰ 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 τ est alors obtenue en comparant l'offre de travail optimale qui aurait été choisie à la période M pour un taux de cotisations sociales τ 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 τ' marginalement différent de τ .

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.⁶¹

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.⁶²

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 avaient déjà été observés dans les modèles d'équilibre général des deux premiers chapitres.

⁶¹Nickell (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).

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.

⁶²En particulier, le modèle macroéconométrique Mésange du Ministère de l'Economie et des Finances français suggère une élasticité à long terme de la consommation aux cotisations sociales de -0.4 (Allard-Prigent *et al.*, 2002).

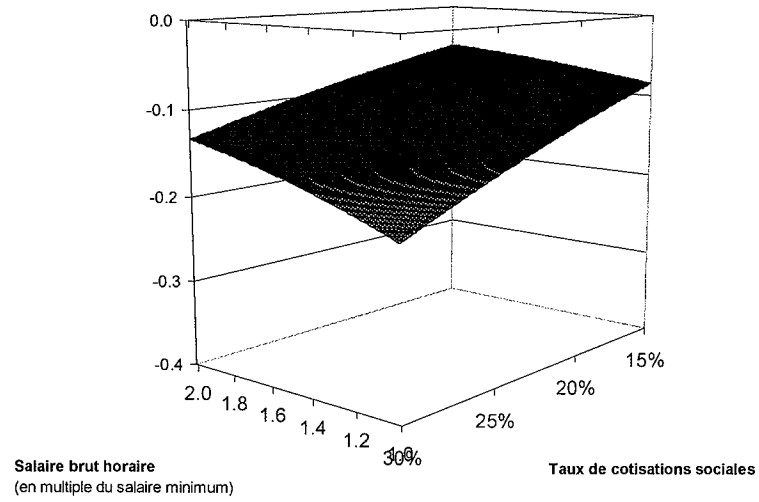


FIG. 3.19 – Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport aux taux de cotisations sociales

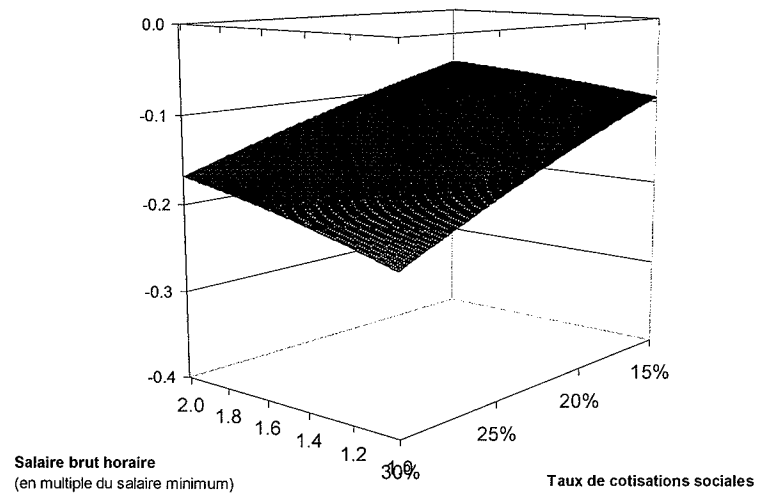


FIG. 3.20 – Elasticité de l'offre de travail d'un actif âgé par rapport aux taux de cotisations sociales

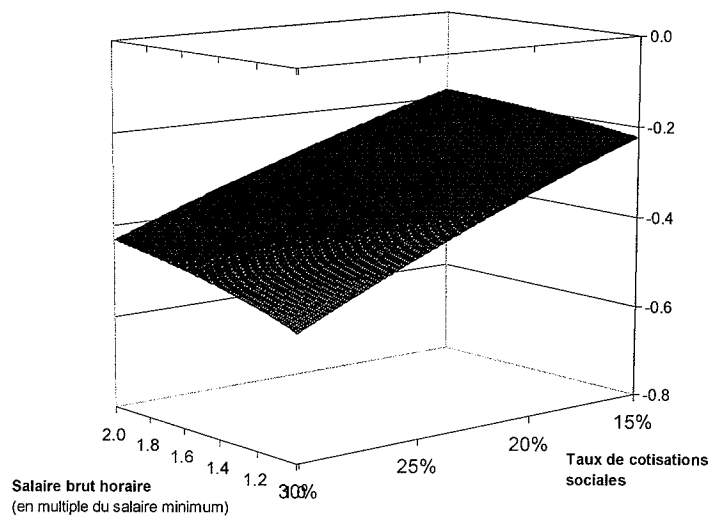


FIG. 3.21 – Elasticité de la consommation d'un actif jeune par rapport aux taux de cotisations sociales

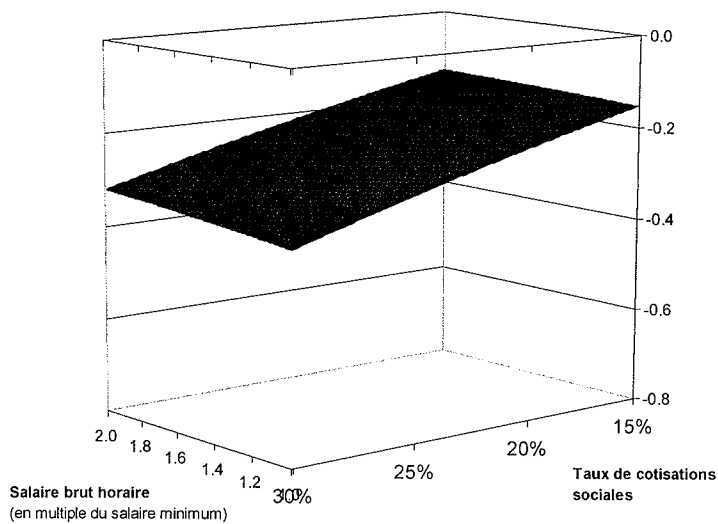


FIG. 3.22 – Elasticité de la consommation d'un actif âgé par rapport aux taux de cotisations sociales

Baisse du taux de remplacement : des effets distorsifs plus contenus Les propriétés empiriques satisfaisantes du modèle en ce qui concerne les élasticités des comportements au taux de cotisations sociales invitent à leur comparer les élasticités par rapport au taux de remplacement et à l'âge de la retraite. Les figures 3.23 et 3.24 présentent respectivement l'élasticité de l'offre de travail des jeunes (ℓ_{iY}) et des actifs âgés (ℓ_{iM}) au taux de remplacement μ dans le modèle sans minimum vieillesse. Les figures 3.25 et 3.26 présentent respectivement l'élasticité de la consommation des jeunes (c_{iY}) et des actifs âgés (c_{iM}).⁶³

Une baisse marginale du taux de remplacement (μ) pèse sur l'offre de travail courante.⁶⁴ 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 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 (τ).

Les résultats montrent aussi que 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. Enfin, les simulations suggèrent l'existence d'effets de redistribution inter-générationnelle à la marge : l'effet d'un repli non anticipé de μ est 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. Dans le MEGGI à temps de travail endogène (2.2), 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.

⁶³Dans le cas d'un actif âgé, la variation marginale du taux de remplacement 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 μ est alors obtenue en comparant l'offre de travail optimale qui aurait été choisie à la période M pour un taux de remplacement μ égal à celui de la période Y, à l'offre de travail optimale effective recalculée à la période M pour un taux de remplacement μ' marginalement différent de μ . La procédure de simulation numérique est identique à celle utilisée pour une variation marginale du taux de cotisations sociales.

⁶⁴Les expressions analytiques de ℓ_{iY} et ℓ_{iM} suggéraient déjà ce résultat (cf. *supra*).

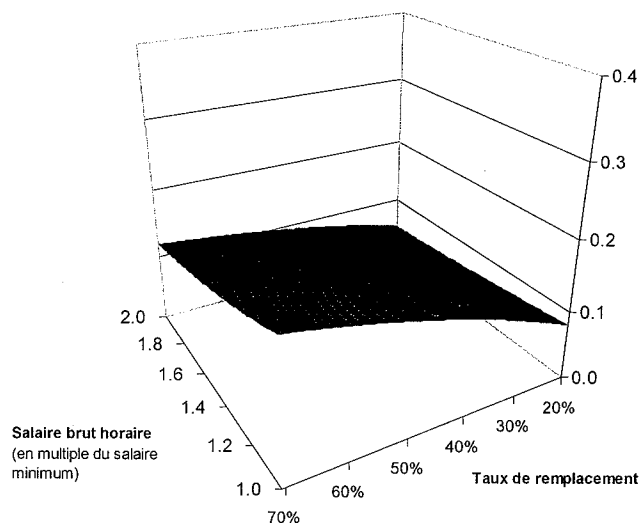


FIG. 3.23 – Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport au taux de remplacement

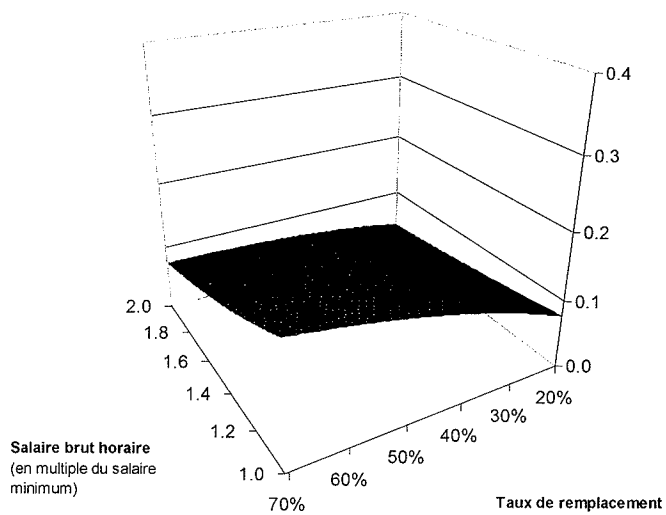


FIG. 3.24 – Elasticité de l'offre de travail d'un actif âgé par rapport au taux de remplacement

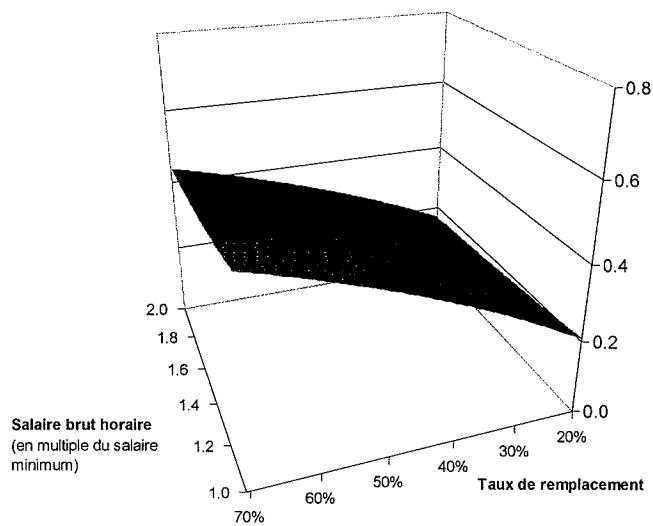


FIG. 3.25 – Elasticité de la consommation d'un actif jeune par rapport au taux de remplacement

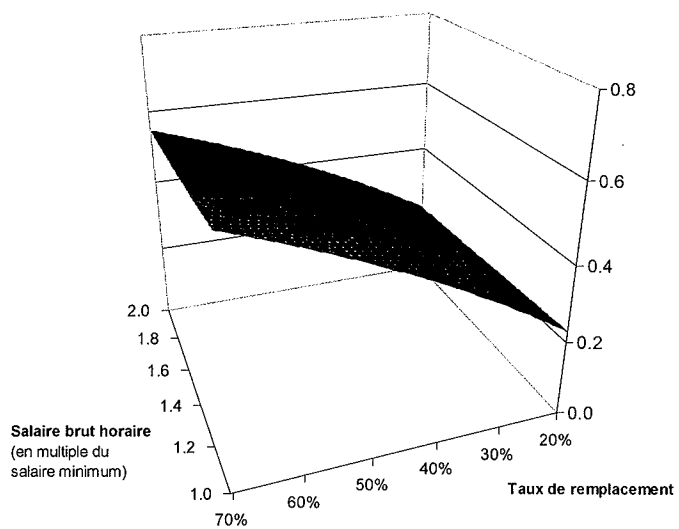


FIG. 3.26 – Elasticité de la consommation d'un actif âgé par rapport au taux de remplacement

Absence d'effet distorsif d'une hausse de l'âge de la retraite à la marge et à rapport (durée de cotisation/durée de retraite) inchangé Les figures 3.27 et 3.28 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.⁶⁵ A la marge (et à taux de cotisations sociales τ et taux de remplacement μ 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 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.⁶⁶ 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 à la marge.⁶⁷

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 (cf. chapitre 2). 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 4.13).

⁶⁵ Les graphiques associés à un actif âgé sont similaires et ne sont pas présentés ici.

⁶⁶ 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 du chapitre 2 présentaient l'avantage d'endogénéiser le taux d'intérêt (dont les variations au cours du temps demeuraient cependant contenues).

⁶⁷ Dans le chapitre 2, les évolutions du temps de travail optimal en cas de hausse de l'âge de départ à la retraite étaient déjà très limitées dans le modèle d'équilibre général. Dans le MEGGI à offre de travail endogène, l'augmentation de l'âge de la retraite était de 1.25 année tous les 10 ans, soit légèrement moins que l'hypothèse d'allongement de l'espérance de vie retenue en moyenne par les pays de l'OCDE. Cet écart contribue (entre autres) à ce que le temps de travail optimal ne demeure pas rigoureusement constant au cours du temps dans le MEGGI.

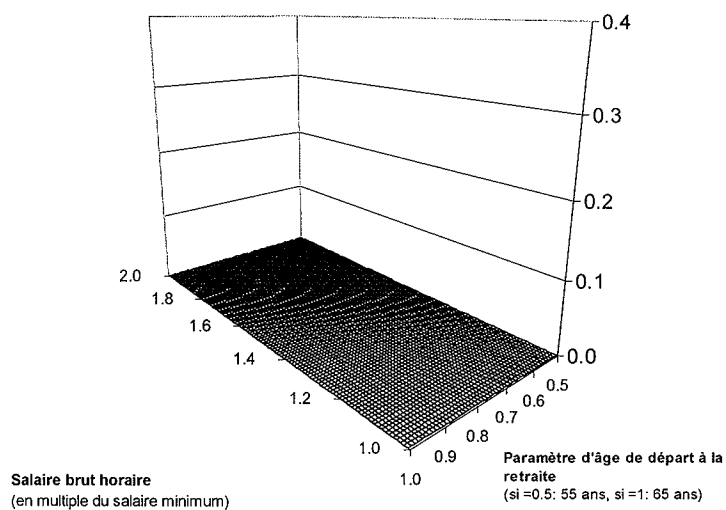


FIG. 3.27 – Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport à l'âge de la retraite (à ratio (durée de retraite / durée d'activité) inchangé)

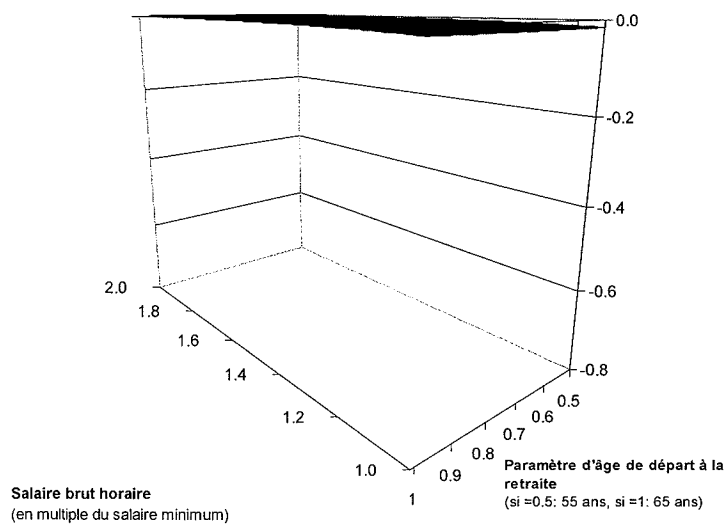


FIG. 3.28 – Elasticité de la consommation d'un actif jeune par rapport à l'âge de la retraite (à ratio (durée de retraite / durée d'activité) inchangé)

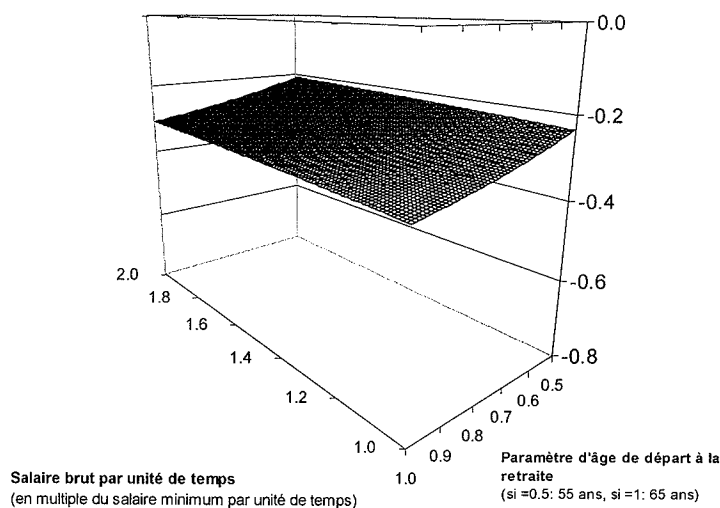


FIG. 3.29 – Elasticité de l'offre de travail d'un actif jeune par rapport à l'âge de la retraite (à espérance de vie inchangée)

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 pas 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 ($\beta_i = 0,5$).⁶⁸ Selon son niveau de productivité et de 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.⁶⁹

Les figures 3.30 et 3.31 présentent respectivement l'élasticité de l'offre de travail et de la consommation au taux de cotisations sociales τ d'un jeune actif à carrière semi-complète ($\beta_i = 0,5$). Les effets d'une variation marginale de τ 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

⁶⁸ Si sa carrière était complète, il ne serait pas éligible au minimum vieillesse, même en n'étant rémunéré qu'au SMIC (cf. *supra*).

⁶⁹ 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.

deux sous-espaces d'éligibilité ou de non éligibilité dans les figures 3.30 et 3.31 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 l'influence d'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 (τ) 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 (τ) 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 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 τ 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 3.31).⁷⁰

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 3.32 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 (μ).⁷¹ Pour les individus non éligibles ($\beta_i \leq 1$), les effets sur les comportements optimaux d'une variation marginale de μ sont une nouvelle fois 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 μ 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 μ à la marge ne modifie donc pas les comportements optimaux des individus éligibles au minimum vieillesse.⁷²

⁷⁰ 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.

⁷¹ La variation de μ étant supposée marginale, le régime de retraite reste à l'équilibre et τ est donc ici inchangé.

⁷² 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.

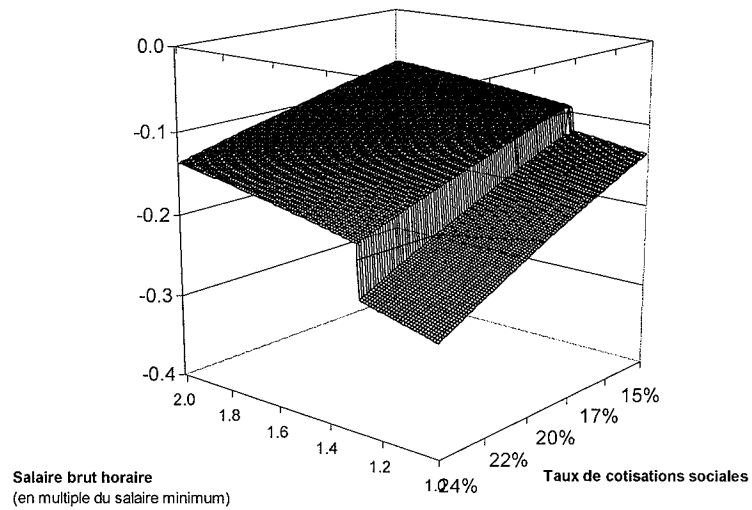


FIG. 3.30 – Elasticité de l'offre de travail d'un jeune à carrière semi-complète par rapport au taux de cotisations sociales

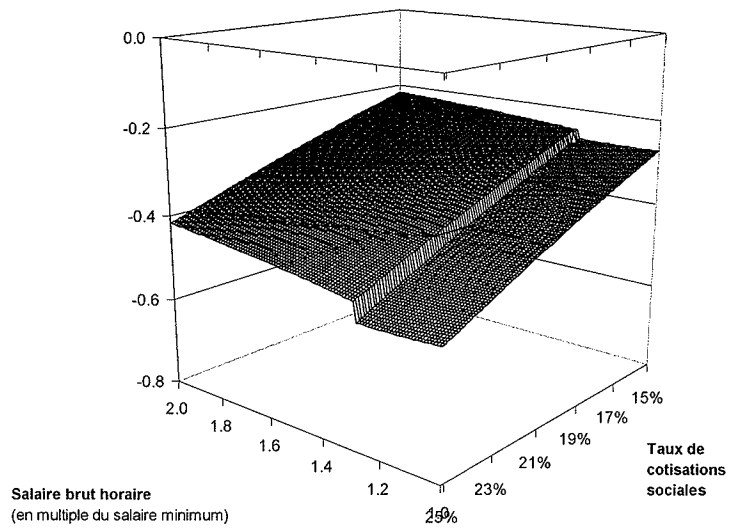


FIG. 3.31 – Elasticité de la consommation d'un jeune à carrière semi-complète par rapport au taux de cotisations sociales

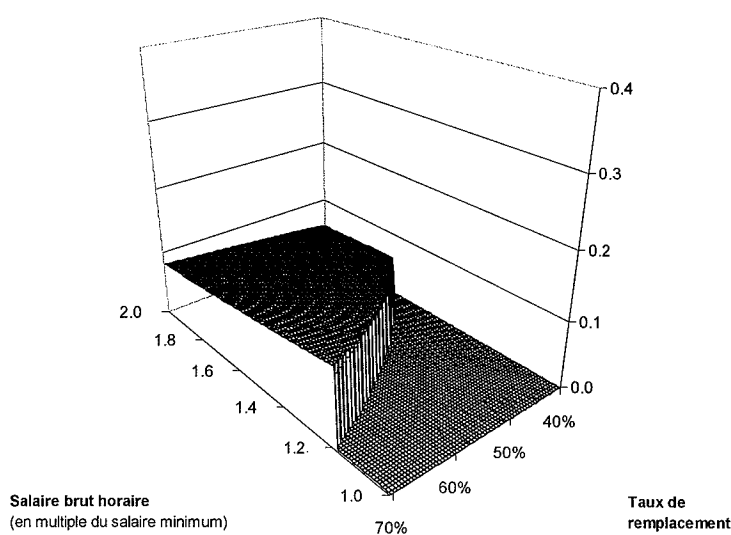


FIG. 3.32 – Elasticité de l'offre de travail d'un jeune à carrière semi-complète par rapport au taux de remplacement

Ce résultat ne doit pas être surinterprété dans la mesure où il est étroitement lié à 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 (μ). 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. *infra*, 3.2.4).

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.⁷³

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 (τ), 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 tous ceux qui sont impliqués par une réforme des retraites. La section suivante analyse tous les effets associés à

⁷³ Les graphiques ne sont pas présentés ici.

des modifications non marginales des paramètres du régime de retraite. Elle modélise l'ensemble des influences réciproques entre réforme des retraites et comportements optimaux des ménages.

3.2.4 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 3.2.2).

L'utilisation des niveaux d'utilités intertemporelles permet une analyse globale des effets de redistribution intra-générationnelle associés aux réformes des retraites.⁷⁴ 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 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 (τ) plus élevées, soit sous forme de pensions plus faibles (baisse de μ), 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 re-

⁷⁴L'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.

venus 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 (τ) ou du taux de remplacement (μ) 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 pour les bas revenus (carrières incomplètes, éventuellement éligibles au minimum vieillesse).

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 3.33 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 (τ) 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 (τ) nécessaire pour équilibrer le régime.
- une réforme augmentant l'âge de départ à la retraite (z) avec baisse complémentaire du taux de remplacement (μ) est moins défavorable pour le bien-être des 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 (τ) à âge de la retraite inchangé. Ces résultats ont été déjà obtenus dans le modèle en équilibre général du chapitre 3, qui montre qu'une baisse du taux de remplacement (μ) pèse sensiblement plus sur le bien-être intertemporel des actifs âgés qu'une hausse du taux de cotisations sociales (τ), et qu'une hausse du taux de cotisations sociales (τ) 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. Le bien-être des individus les plus productifs est un peu plus influencé que celui des agents à revenus relativement faibles. 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.

- le modèle en équilibre partiel suggère que les effets de redistribution intergénérationnelle associés à une diminution du taux de remplacement (μ) 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 du modèle en équilibre général développé dans le chapitre 3, 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 MEGGI (cf. figure 3.9), et qui ne sont par définition pas pris en compte dans une modélisation en équilibre partiel.⁷⁵

Au total, les simulations en équilibre partiel dans le modèle 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 (τ) se traduit par des effets moins défavorables sur le bien-être que dans des scénarios de hausse du taux de cotisations sociales (τ) ou de baisse du taux de remplacement (μ) 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 donc en faveur d'une hausse complémentaire relativement contenue du taux de cotisations sociales (τ) plutôt qu'un ajustement complémentaire à la baisse du taux de remplacement (μ). 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 (cf. chapitre 2). En outre, la prise en compte de la situation des individus à carrière incomplète amène à nuancer de façon importante ce résultat obtenu pour les seuls agents à carrière complète.

⁷⁵ 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.

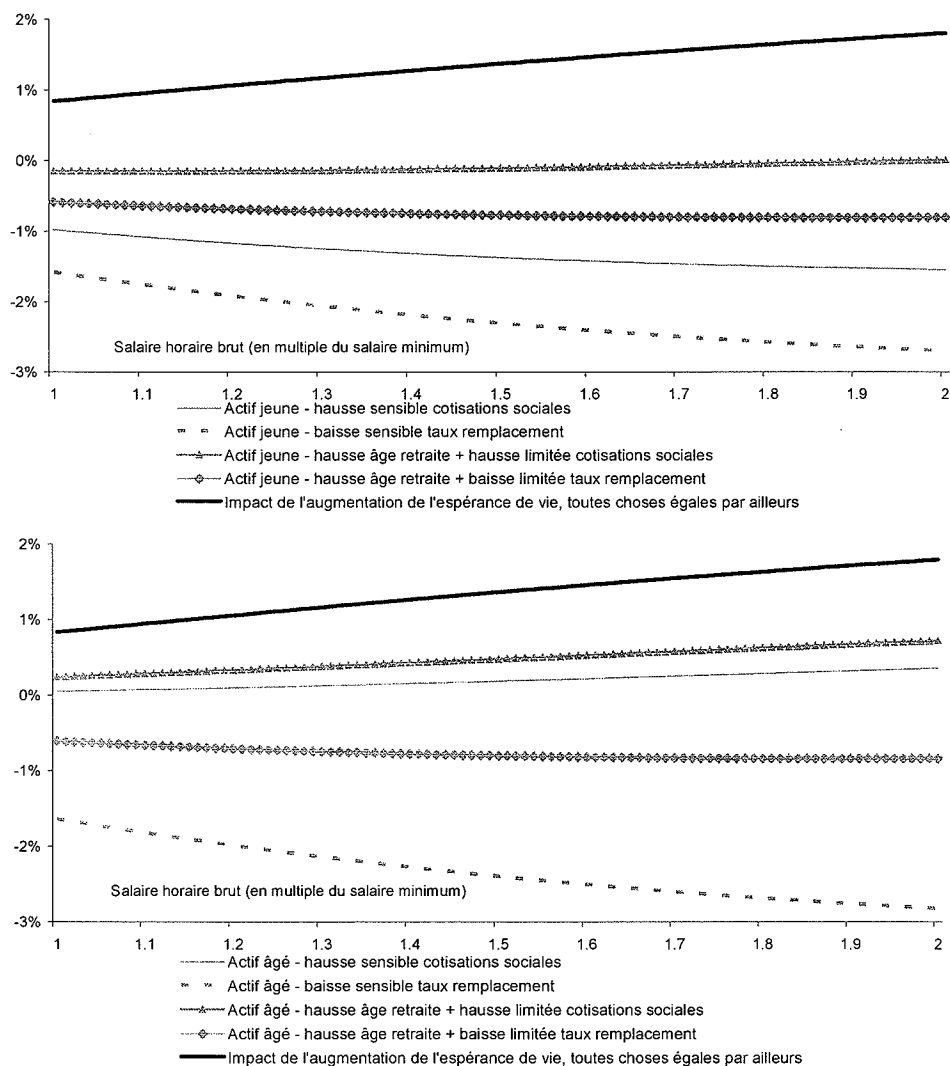


FIG. 3.33 – Perte / gain de bien-être intertemporel selon le type de réforme et le niveau de salaire horaire dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

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 3.34 présente l'impact sur le bien-être intertemporel d'une réforme augmentant le taux de cotisations sociales (τ) dans un contexte de vieillissement démographique et d'augmentation de l'espérance de vie.⁷⁶

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 permet donc pas de modérer sensiblement les effets redistributifs intra-générationnels relativement importants et défavorables associés à une augmentation du taux de cotisations sociales (τ) 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. 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 3.35 présente l'impact sur le bien-être intertemporel d'une baisse du taux de remplacement (μ) 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.⁷⁷ 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

⁷⁶L'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*).

⁷⁷Par rapport à une augmentation du taux de cotisations sociales (τ), cette réforme pèse davantage sur le bien-être des actifs âgés et relativement moins sur les 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.

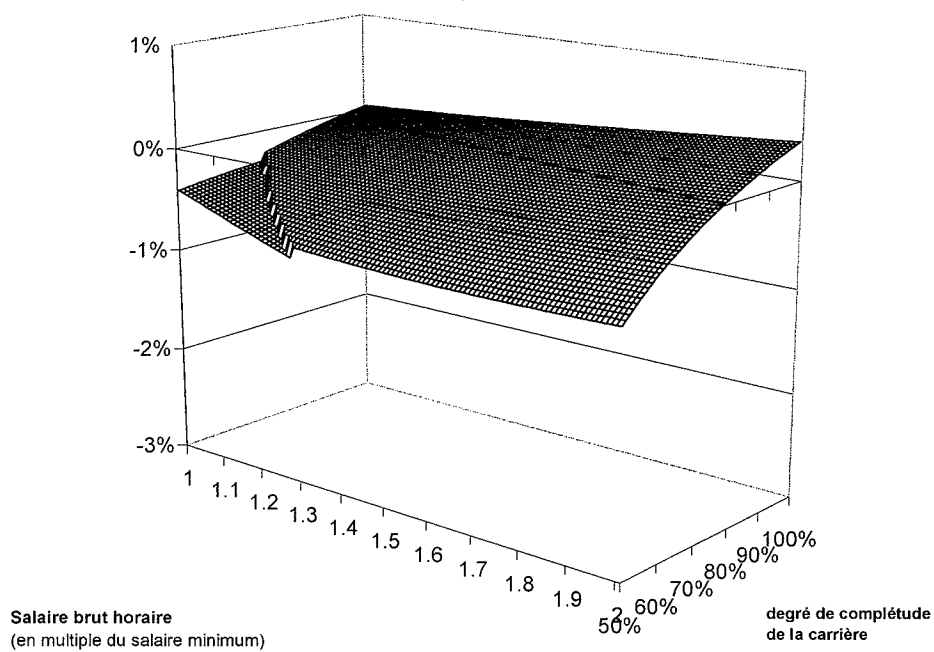
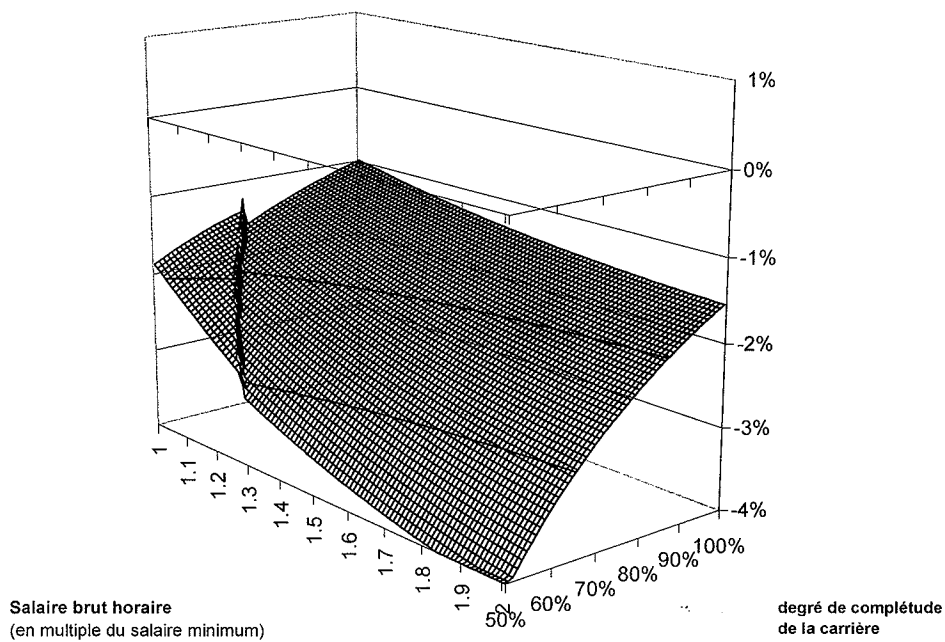


FIG. 3.34 – Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites augmentant le taux de cotisations sociales dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

individus à carrière complète en cas de baisse du taux de remplacement (μ). Les effets de redistribution intra-générationnelle sont donc ici très contenus, contrairement au scénario avec hausse du taux de cotisations sociales (τ).

- pour les jeunes à carrière incomplète, la perte de bien-être est plus faible en cas de baisse du taux de remplacement (μ) qu'en cas de hausse du taux de cotisations sociales (τ). 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 3.36 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 (τ).

- 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-générationnelle 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 3.37 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 (μ) :

- 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 (τ). 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.

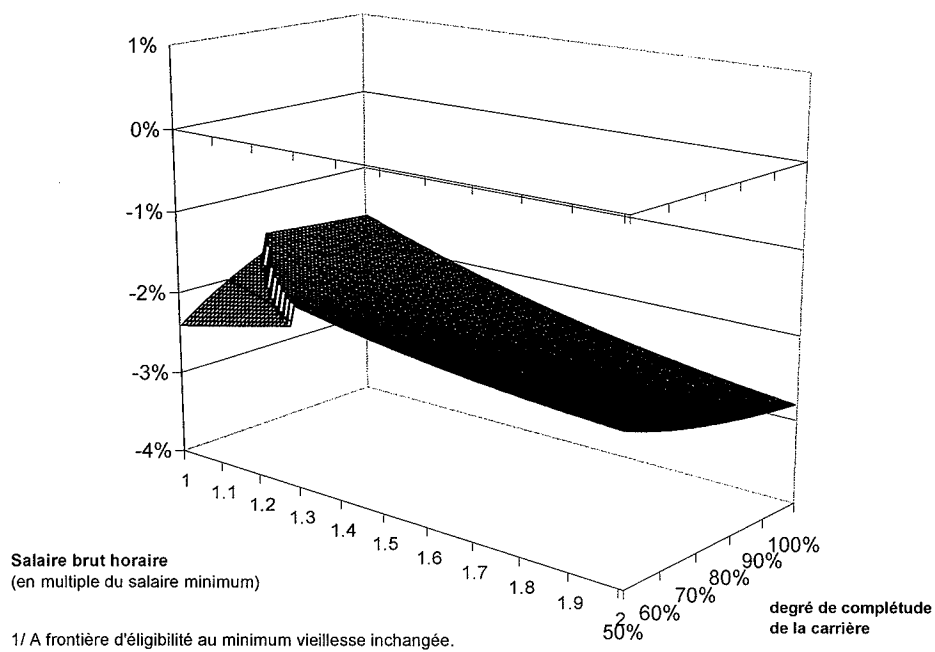
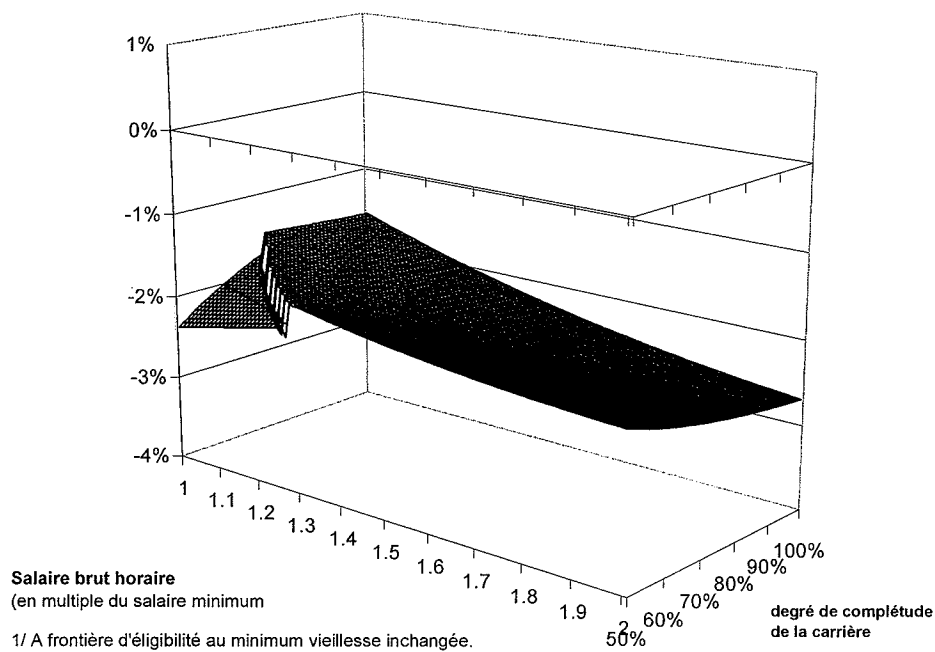


FIG. 3.35 – Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites diminuant le taux de remplacement dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

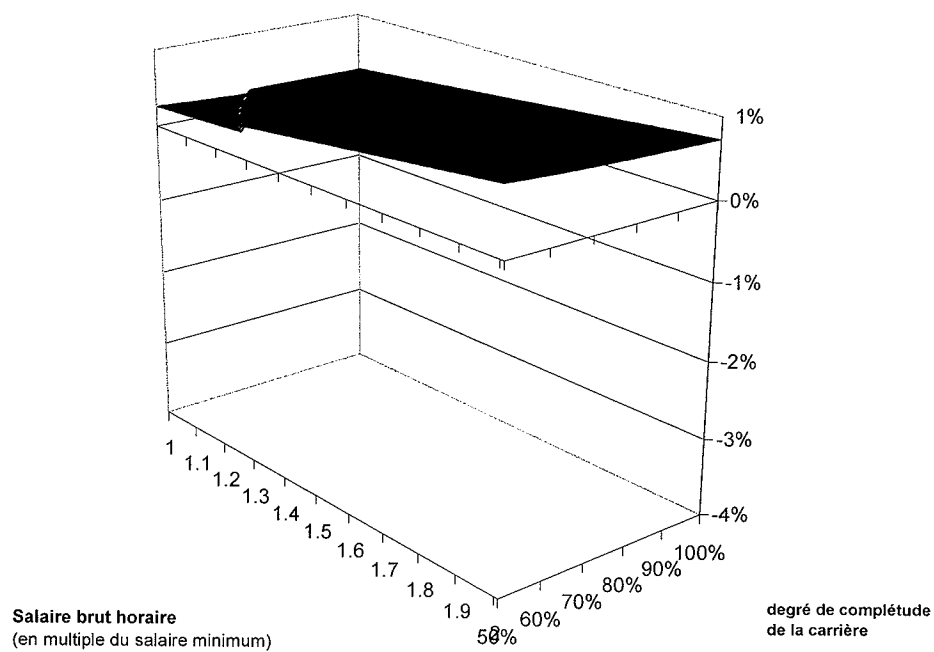
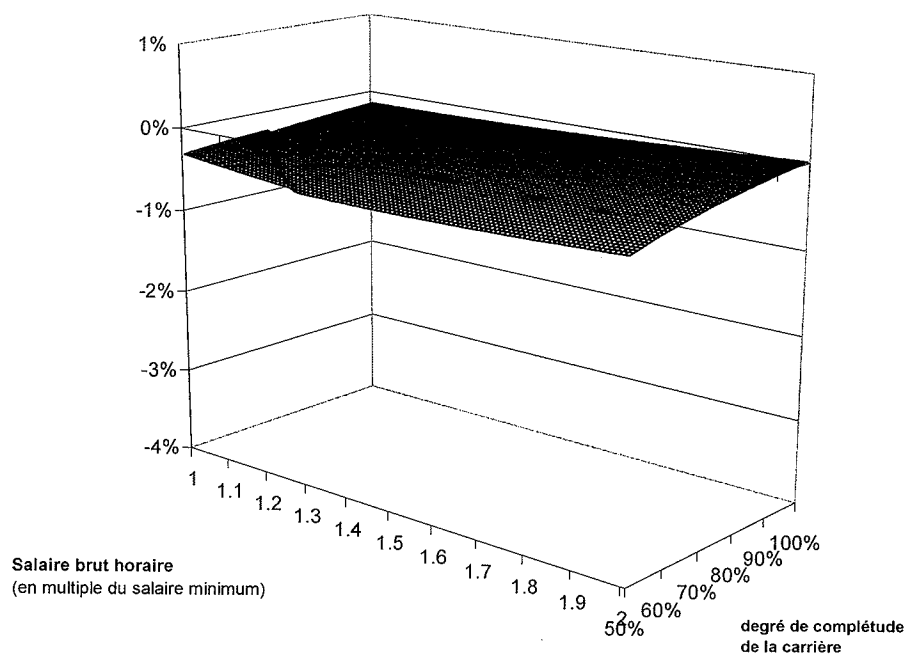


FIG. 3.36 – Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites augmentant l'âge de la retraite (avec hausse complémentaire du taux de cotisations sociales) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

- 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 (τ) 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 (μ) 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 (τ).

Conclusion de l'analyse des effets redistributifs intra-générationnels des réformes des retraites

En conclusion, les résultats du modèle en équilibre partiel quant aux effets de redistribution intra-générationnelle complètent les conclusions relatives aux effets de redistribution inter-générationnels obtenues avec les modèles en équilibre général du chapitre 2. Les 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 (τ) sans modification de l'âge de départ à la retraite (z). 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.

- 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 (τ) soit une baisse complémentaire du taux de remplacement (μ)), aucune n'est paréto-améliorante dans le modèle avec carrière 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.

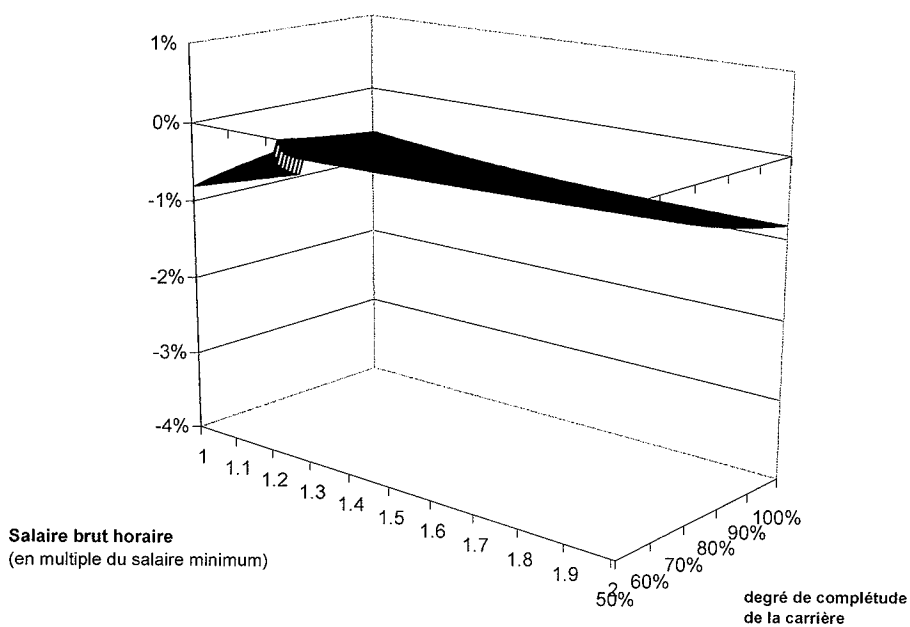
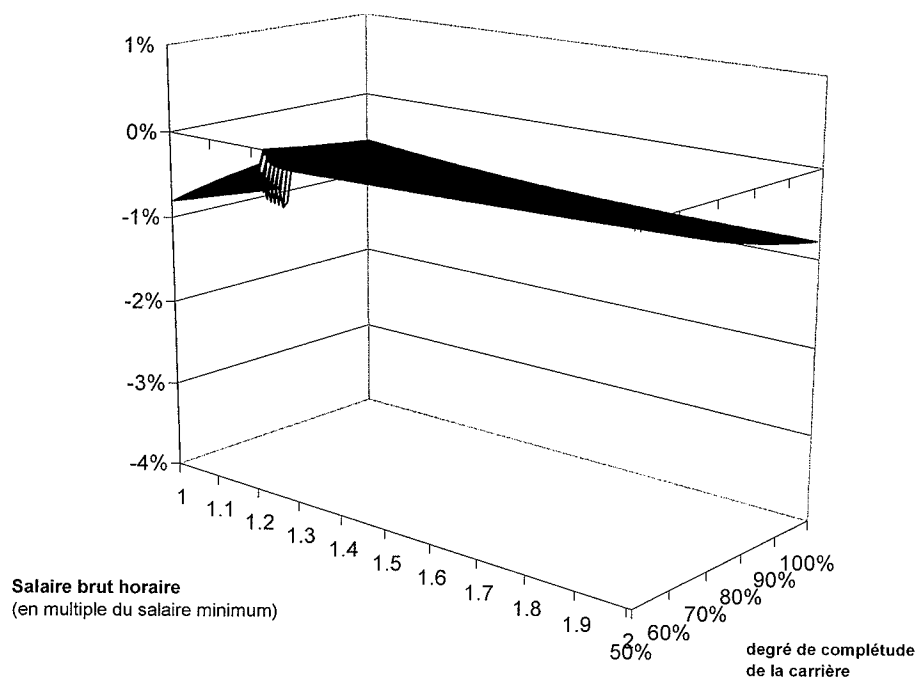


FIG. 3.37 – Impact sur le bien-être intertemporel d'un actif jeune (haut) et âgé (bas) d'une réforme des retraites augmentant l'âge de la retraite (avec baisse complémentaire du taux de remplacement) dans un contexte d'augmentation de l'espérance de vie

3.3 Annexe : solutions du programme des ménages dans le modèle en équilibre partiel de la section 3.2

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

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

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

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

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

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

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

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 Ω_{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 vieillesse⁷⁸ :

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

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

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

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

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

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

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 :⁷⁹

⁷⁸ i.e., si $\beta_i \mu \frac{[l_{iY}(1+e^{iY}) + z l_{iM}(1+e^{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)} > \bar{\sigma} = \Gamma \frac{1}{1+z} [\rho_{e_{iY}=0}^{iY} + z \rho_{e_{iY}=0}^{iM}(1+\lambda)]$

⁷⁹ 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.

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

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

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

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

où Ω_{iY} et ℓ_{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.⁸⁰

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

*Cas où l'individu est éligible au minimum vieillesse :*⁸¹

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

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

$$\ell_{iY} = \frac{(1+e^{iY})(1-\tau)}{2\alpha(1+c_{iY})} ; \quad \ell_{iM} = \frac{\left[z(1-\tau)(1+e^{iY})(1+\lambda) \right] (1+\rho)}{2\alpha z(1+c_{iY}) (1+r)}$$

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

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

⁸⁰ 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.

⁸¹ i.e. si $\sigma^i = \bar{\sigma} = \Gamma \frac{1}{1+z} [\ell_{e_{iY}=0}^{iY} + z \ell_{e_{iY}=0}^{iM} (1+\lambda)] > \beta_i \mu \frac{[\ell_{iY}(1+e_{iY}) + z \ell_{iM}(1+e_{iY})(1+\lambda)]}{(1+z)}$

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 ℓ_{iM} et c_{iM} tels que :

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

$$\ell_{iM} = \frac{z'(1-\tau')(1+e^{iY})(1+\lambda)}{2\alpha z'(1+c_{iM})}$$

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

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

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

où Ω_{iY} et ℓ_{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.

Chapitre 4

Conclusion

Par delà la problématique spécifique du financement des retraites, cette thèse peut être comprise comme une contribution à l'idée selon laquelle l'effet sur le taux de croissance économique ne peut pas constituer le critère unique guidant les décisions de politique économique et la prise en compte de leurs effets redistributifs entre les générations et selon les niveaux de revenu est aussi nécessaire.

Cette idée peut paraître triviale. Pourtant elle est de nature à remettre en cause certaines pratiques établies.

Au cours des vingt dernières années, la conduite de la politique économique en France a souvent privilégié des modalités de réformes limitant au maximum les pertes des individus les plus touchés ou, ce qui est équivalent, a privilégié une approche en termes de maximin. Comme l'a montré cette thèse dans le cas du financement des retraites par répartition, une telle approche amène les pouvoirs publics à limiter les entorses au *statu quo*, surtout lorsqu'aucune solution pareto-améliorante n'est disponible. Malheureusement, le *statu quo* ne constitue pas nécessairement la solution la plus favorable pour le taux de croissance ou le niveau de vie moyen, et peut même s'avérer la plus défavorable parmi les options possibles. La politique de lutte contre le chômage en constitue une bonne illustration.

Par conséquent, l'utilisation du taux de croissance économique comme premier mètre-étalon pour apprécier la pertinence des projets de réforme économique constituerait une rupture avec des réflexes établis qui réduisent souvent la mise en oeuvre de réformes économiques à l'application du maximin.

Dans les organisations internationales, la pratique du conseil de politique économique accorde une place centrale au critère de l'influence sur le PIB comme moyen d'apprécier la pertinence d'une réforme structurelle. Mais ce critère est souvent employé de manière exclusive de toute autre considération, en particulier redistributive. Or la maximisation du taux de croissance constitue un moyen particulièrement pertinent pour financer la redistribution des richesses. L'utilisation exclusive du critère du PIB traduit ainsi une autre forme

de réductionnisme dans l'analyse économique.

Dans ce contexte, une démarche plus satisfaisante conduit à écarter dans un premier temps les réformes possibles dont les effets sur la croissance sont les plus défavorables parmi les options envisagées, pour choisir ensuite parmi les réformes les plus favorables à la croissance celles qui présentent les caractéristiques redistributives les plus souhaitables.

Suivant cette démarche, cette thèse incite à privilégier, en France, les mesures permettant d'augmenter l'âge moyen effectif de départ à la retraite d'un peu plus d'une année tous les dix ans à partir d'aujourd'hui, en les accompagnant d'un repli contenu et graduel du taux de remplacement moyen d'une dizaine de points de pourcentage au cours des vingt prochaines années.

Bibliographie

- [1] Acemoglu, D. (2002), "Directed technical change", *Review of Economic Studies*, 69.
- [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, des Finances et de l'Industrie*.
- [3] 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.
- [4] Ameriks J. et S.Szeldes (2004), "How Do Household Portfolio Shares Vary With Age?", *mimeo*.
- [5] Andersen, P., M.Klau, E.Yndgaard (1999), "Higher profits and lower capital prices : is factor allocation optimal?", *Bank for International Settlements Working Paper*, 65.
- [6] Arrow K.J. (1973), "Some ordinalist-utilitarian notes on Rawls's Theory of Justice", *The Journal of Philosophy*, 70(9).
- [7] Arrow K.J. et G.Debreu (1954), "The Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy", *Econometrica*, 22.
- [8] Assous L., C.Bonnet et C.Colin (2001), "Le rendement des régimes de retraite du secteur privé : une comparaison cadre - non cadre", *Revue d'économie politique*.
- [9] Auerbach A., L.Kotlikoff (1987), *Dynamic fiscal policy*, Cambridge University Press.
- [10] Aubert P., Crépon B. (2003), "La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation", *Economie et Statistique* 368.
- [11] Bardaji J., B. Sédillot et E. Walraët (2003), "Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie", *Economie et Prévision*, 160-161.
- [12] Beine M., F.Bismans, F.Docquier and S.Laurent (2001), "Life cycle behaviour of US households : an estimation by GMM using pseudo-panel", *Journal of policy modelling*, 23(7).

- [13] Belan P., P.Michel et B.Wigniolle (2004), "Capital accumulation, welfare and the emergence of pension funds activism", *mimeo*.
- [14] Blackorby C., W.Bossert et D.Donaldson (2005), *Population issues in social welfare theory, welfare economics, and ethics*, Cambridge University Press.
- [15] Blanchet D. et E.Crenner (2006), "Simulating pensions in France : the DESTINIE model", article présenté au colloque CEPS/ENEPRI *Simulation properties of models of pension reforms*, Bruxelles.
- [16] Blanchet D. et J.-A. Montfort (2002), "Croissance, transferts et inégalités entre générations", *Economie et Prévision*, 154(3).
- [17] Blommestein H. et N.Funke (eds) (1998), *Institutional investors in the new financial landscape*, OCDE.
- [18] Bommier, A. (2004), "Valuing life under the shadow of death", *mimeo*.
- [19] Bommier, A. et J.-C. Rochet (2004), "Risk aversion and planning horizon", *mimeo*.
- [20] Börsch-Supan, A., F. Heiss, A. Ludwig and J. Winter (2003), "Pension Reform, Capital Markets, and the Rate of Return", *German Economic Review*, 4(2).
- [21] Broer D.P., E.Westerhout et L.Bovenberg (1994), "Taxation, pensions and saving in a small open economy", *Scandinavian journal of economics*, 96(3).
- [22] Boucekkine R. (1995), "An alternative methodology for solving non-linear forward-looking models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19(4).
- [23] Bouzazah M., D. De la Croix et F.Docquier (2002), "Policy reforms and growth in computable OLG economies", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26.
- [24] Cahuc P. et A.Zylberberg (2001), *Le marché du travail*, De Boeck.
- [25] Cette G. et R.Bourlès (2006), "Les évolutions de la productivité "structurelle" du travail dans les principaux pays industrialisés", *Bulletin de la Banque de France*, (150).
- [26] Charpin J.-M., C.Aidman, J.-M. Aubert (1999), "L'avenir de nos retraites", *Rapport au Premier Ministre*, La Documentation Française.
- [27] Chauveau T., R. Loufir (1997), "The future of public pensions in the seven major economies", chapitre 2, in Broer D.P. et J.Lassila (ed.), *Pension policies and public debt in dynamic CGE models*, Physica Verlag. Antérieurement publié comme *Document de travail de l'Observatoire Français des conjonctures économique (OFCE)*, 95/05.
- [28] Chauveau T., R. Loufir (1994), "L'avenir du régime de retraite français. Les enseignements d'un modèle à générations imbriquées.", *Revue économique*, (3).
- [29] Chauveau T., R. Loufir (1995), "The future of public pensions in the seven major economies", *Document de travail de l'Observatoire Français des conjonctures économique (OFCE)*, 95/05.

- [30] Chirinko R., S.Fazzari et A.Meyer (2004), "That elusive elasticity : a long-panel approach to estimating the capital-labor substitution elasticity", *CESifo working paper*, 1240.
- [31] Commission Européenne (2003), "The sustainability of public finances based on the 2003 updates of stability and convergence programmes", in *Public Finances in EMU*.
- [32] Cournède B. et F.Gonand (2006), "Restoring fiscal sustainability in the euro area : raise taxes or curb spending?", *OECD Economics Department Working Paper*, 520.
- [33] Cremer H. et P.Pestieau (2000), "Reforming our pension system : is it a demographic, financial or political problem?", *European Economic Review*, 44 (974-983).
- [34] Cremer H. et P.Pestieau (2003), "The double dividend of postponing retirement", *International Tax and Public Finance*, 10, pp.419-434.
- [35] Dang Thai Than, P.Antolin and H.Oxley (2001), "Fiscal implications of ageing : projections of age-related spendings", *OECD Economics Department Working Paper*, 305.
- [36] De la Croix D., F.Docquier, P.Liégeois (2005), "Income Growth in the 21st Century : Forecasts with an Overlapping Generations Model", *mimeo*.
- [37] De la Croix D., F.Docquier (2005), "Public policies, school attendance and skill premia in France and the US : a Walrasian view", *CORE discussion paper*.
- [38] De la Croix D. et P. Michel (2002), "Myopic and Perfect Foresight in the OLG model", *Economics Letters*, 67.
- [39] Diamond, P. (1965), "National debt in a neoclassical growth model", *American Economic Review*, 55.
- [40] Docquier F., P.Liégeois, C.Loupias et B.Crettez (2001), "The consequences of demographic changes on the French economy", *mimeo*.
- [41] Docquier F., P.Liégeois, C.Loupias et B.Crettez (2002), "Vieillesse et inégalités intergénérationnelles en France. Une approche par l'équilibre général", *Revue économique*, 53(4).
- [42] Duchêne J., S. Gillet de Stéphanie (1974), « Ajustement analytique des courbes de fécondité générale », *Population et famille*, 32.
- [43] Duffy, J., C.Papageorgiou (2000), "A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification", *Journal of Economic Growth*, 5.
- [44] Elmendorf, D. et N. Mankiw (1999), "Government Debt", Chapter 25 in John B. Taylor and Michael Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Amsterdam, Elsevier Science.
- [45] Epstein, L. G. et S. E. Zin (1991), « Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns : An empirical analysis », *Journal of Political Economy*, 99.

- [46] European Commission (2006), "Public Finances in EMU 2006", *European Economy*, 3.
- [47] Feldstein M. et J.Liebman (2001), "Social Security", *NBER working paper*, 8451 (chapitre du *Handbook of Public Economics*).
- [48] Gallon S., E.Masse E. (2004), "Arbitrage intertemporel, risque et actualisation", *Document de travail du Ministère de l'environnement*.
- [49] Gavrilov L. and N.S. Gavrilova (1991), *The Biology of life span : a quantitative approach*, Harwood Academic Publishers.
- [50] Gavrilov L. (2004), "Biodemography of human longevity", *Keynote lecture at the International Conference on Longevity*, Sydney, Australia, March 5-7, 2004.
- [51] Ghez G. et G.Becker (1975), *The allocation of time and goods over the life cycle*, New York, Columbia University Press.
- [52] Gollier, C. et R. Zeckhauser (2002), "Time horizon and portfolio risk", *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 24, No. 3.
- [53] Gonand F. (2005), "Assessing the robustness of demographic projections in OECD countries", *OECD Economics Department Working Paper*, 464.
- [54] Gonand F. (2006), "Pension reforms and fiscal sustainability : some modelling issues", article présenté au colloque CEPS/ENEPRI *Simulation properties of models of pension reforms*, Bruxelles.
- [55] Gosseries A. (2005) "Justice entre les générations et financement des retraites", *Sécurité sociale (CHSS)*, 13 (5).
- [56] Gourinchard, P.-O., J.Parker (2002), "Consumption over the life-cycle", *Econometrica*, 70(1).
- [57] Greenwood, M. and J.O. Irwin (1939), "The biostatistics of senility", *Human Biology*, (11).
- [58] Hairault J.-O. et F.Langot (2002), "Le caractère plus égalitaire de la retraite par répartition : une cause entendue?", *Revue d'économie politique*, 122 (4).
- [59] Hilaire de Poitiers (Saint) (entre 315 et 367), *De Trinitate*, réed. Cerf (2001).
- [60] Hviding, K. et M. Mérette (1998), "Macroeconomic Effects of Pension Reforms in the Context of Ageing Populations : Overlapping Generations Model Simulations for Seven OECD Countries", *OECD Working Paper*, 201.
- [61] Ingénue (2001), "Macroeconomic consequences of pension reforms in Europe : an investigation with the Ingenue World Model", *CEPII Working paper*, 17.
- [62] Ingénue (2006), "Scenarios for global ageing : an investigation with the Ingenue 2 World Model", article présenté au colloque CEPS/ENEPRI *Simulation properties of models of pension reforms*, Bruxelles.

- [63] Jagannathan, R., et N. Kocherlakota (1996), "Why Should Older People Invest Less in Stocks Than Younger People?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, summer 1996.
- [64] Jones C. et D.Scrimgeour (2004), "The steady-state growth theorem : a comment on Uzawa (1961)", *NBER working paper*, 10921.
- [65] Juillard M. (1996), "A program for the resolution and simulation of dynamic models with forward variables through the use of a relaxation algorithm", *Cepremap Working paper 9602*, Paris.
- [66] Kannistö V. (2000), « Measuring the compression of mortality », *Demographic Research*, (3.)
- [67] Klump, R., P.McAdam, A.Willman (2004), "Factor substitution and factor augmenting technical progress in the US : a normalized supply-side system approach", *European Central Bank Working Paper*, 367.
- [68] Kolm, S.-C. (1969), "The optimal production of social justice", in *Public Economics*, J.Margolis et S.Guitton eds., Macmillan, pp. 145-200.
- [69] Kotlikoff L., A.Spivak (1981), "The family as an incomplete annuities market", *Journal of political economy*, 89(2).
- [70] Kotlikoff L. (1998), "The A-K model : its past, present and future", *NBER working paper*, 6684.
- [71] Laffargue J.-P. (1990), "Résolution d'un modèle macroéconomique à anticipations rationnelles", *Annales d'Economie et de Statistique*, 17.
- [72] Lee R. and L.Carter (1992), "Modeling and forecasting US mortality", *Journal of the American statistical association*, 87.
- [73] Lederman S. (1969), "Nouvelles-tables-types de mortalité", *Travaux et documents de l'Institut National des Etudes Démographiques*, 53.
- [74] Legros F. (2002), "Une note sur l'équité entre générations : une vue par les rendements actuariels", *Conseil d'Orientation des Retraites*, Réunion plénière du 7 novembre 2002.
- [75] Léridon H. (1996), "Pyramides animées", *Institut National des Etudes Démographiques* ed.
- [76] Léridon H. et L.Toulemon (1997), *Démographie : approche statistique et dynamique des populations*, Economica.
- [77] Lim K.-M. et D. Weil (2003), "The Baby Boom and the Stock Market Boom," *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3).
- [78] Loi 2003-775 du 21 août 2003 portant réforme des retraites, *Journal Officiel de la République Française*.

- [79] Mahieu G. (2001), "The macroeconomic consequences of public finances : a potential explanation for the reduction in effective retirement age", *IRES Working Paper, Université Catholique de Louvain*, 30.
- [80] Meltzer A. et S.Richard (1981), "A rational theory of the size of government", *Journal of political Economy*, vol 89-5.
- [81] Meslé F. and J. Vallin (2000), « Comment améliorer la précision des tables de mortalité aux grands âges ? Le cas de la France », *Population*.
- [82] Meslé F., J.Vallin (2002), "Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès", *Document de travail de l'INED*, 108.
- [83] Michel, P. (1990), "Criticism of the Social Time-preference Hypothesis in Optimal Growth", *Working Paper 9039, CORE, Université catholique de Louvain*.
- [84] Miles, D. (1999), "Modelling the Impact of Demographic Change Upon the Economy", *The Economic Journal*, Vol. 109 No. 452.
- [85] Modigliani F., R.Brunberg (1954), "Utility analysis and the consumption function : an interpretation of cross-country data" ; in Kurihara K. ed., *Post-Keynesian economics*, Rutgers University Press.
- [86] Musgrave, R. (1981), «A Reappraisal of Financing Social Security», in (1986) *Public Finance in a Democratic Society*, Vol. II : *Fiscal Doctrine, Growth and Institutions*, New York, NYU Press.
- [87] Nickell S. (2004), "Employment and taxes", *Centre for economic performance discussion paper n° 634*, London School of Economics.
- [88] Nickell S., et R.Layard (1999), "Labor market institutions and economic performance", in O.Aschenfelter and D.Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol 3., (Amsterdam, North Holland).
- [89] Normandin, M., P. St-Amour (1998), «Substitution, Risk Aversion, Taste Shocks and Equity Premia», *Journal of Applied Econometrics*, 13.
- [90] OECD (2005a), *OECD Economic Surveys : Denmark*, Paris.
- [91] OECD (2005b), *Pensions at a Glance*.
- [92] OECD (2006), "Projecting OECD health and long-term care expenditures : what are the main drivers?", *OECD Economics Department Working Paper*, 477.
- [93] Oliveira Martins J., F.Gonand, P.Antolin, C.de la Maisonneuve and K.Yoo (2005), "The impact of ageing on demand, factor markets and growth", *OECD Economics Department Working Paper*, 420.
- [94] Parfit D. (1982), "Future generations, further problems", *Philosophy and Public Affairs*, 11, pp. 113-172.
- [95] Parfit D. (1984), *Reasons and Persons*, Oxford University Press, Oxford.

- [96] Persson T., G.Tabellini (1999), "Political economics and public finances", *NBER working papers*, 7097 (chapitre du *Handbook of public economics*).
- [97] Pestieau P. (1997), "Faut-il des fonds de pensions?", *Economie internationale*, 72.
- [98] Pollack R. (1971), "Additive utility functions and linear Engel curves", *Review of Economic Studies*, 38.
- [99] Poterba, J. (2004), "The Impact of Population Ageing on Financial Markets", *NBER Working Paper*, No. 10851
- [100] Prescott E. (2004), "Why do Americans work so much more than Europeans?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28(1).
- [101] Projet de Loi de Finances pour 2004 - Rapport économique, social et financier, Imprimerie Nationale (2003).
- [102] Rawls J. (1971), *A Theory of Justice*, Harvard University Press.
- [103] Rosen H. (2001), *Public finances*, McGraw Hill.
- [104] Saez E. (2002), "Optimal Income Transfer Programs :Intensive Versus Extensive Labor Supply Responses", *Quarterly Journal of Economics*, 117 (pp.1039-1073).
- [105] Samuelson P. (1958), "An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money", *Journal of Political Economy*, 66(3).
- [106] Samuelson P. (1987), "Franco Modigliani", in *Macroeconomics and Finance Essays in Honor of Franco Modigliani*, Dornbush R. et al. eds., MIT Press, Cambridge.
- [107] Samuelson, P. (1969), "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51(3).
- [108] Sanroman, G. (2002), "A discrete choice analysis of the household shares of risky assets", *mimeo*.
- [109] Schich S.(2004), "Ageing and financial markets", *Financial market Trends*, 86.
- [110] Schieber S., and J. Shoven (1994), "The consequences of population ageing on private pension fund saving and asset markets", *NBER Working Paper*, 4665.
- [111] Sédillot B. et E. Walraet (2002), "La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendances des choix?", *Economie et Statistique*, 357-358.
- [112] Sheshinski, E. (2004), "Longevity and Aggregate Savings : Comment", Hebrew University of Jerusalem, *mimeo*.
- [113] Sims C. (1990), "Solving the stochastic growth model by backsolving with a particular nonlinear form for the decision rule", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(1).
- [114] Sleiman R. (2002), "Projections démographiques de quelques pays de l'Union Européenne", *Cahier de travail du CEPII*, 13.
- [115] Smith A., A.Venables (1998), "Completing the Internal Market in the European Community : Some Industry Simulations", *European Economic Review*, 32.

- [116] Solow R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*.
- [117] Thatcher A.R. (1999), "The long-term pattern of adult mortality and the highest attained age", *Journal of the Royal Statistical Society*, 162.
- [118] Thatcher A.R., V.Kannistö et J.Vaupel (1998), *The force of mortality at ages 80 to 120*, Odense University Press.
- [119] Tocqueville, A.de (1840), *De la Démocratie en Amérique (II)*, réed. coll. La Pléiade, Gallimard.
- [120] Uzawa H. (1961), "Neutral inventions and the stability of growth equilibrium", *Review of economic studies*, 28(2).
- [121] Vallin J. et F. Meslé (2001), "Tables de mortalité françaises pour les XIXème et XXème siècle et projections pour le XXIème siècle", *Institut National des Etudes Démographiques - Données statistiques*, (4).
- [122] Walraet E., A.Vincent (2004), "La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privés : une approche par microsimulation", *Economie et Statistique*, 366.

Résumé

Cette thèse analyse empiriquement les effets macroéconomiques de différentes réformes des retraites par répartition et leurs conséquences redistributives. Dans un modèle d'équilibre général avec générations imbriquées, le critère de l'effet sur la croissance permet d'écarter le choix d'une hausse des cotisations sociales comme levier exclusif de la réforme. Cependant il ne permet pas de départager, notamment en France, des scénarios aussi différents qu'une hausse de l'âge effectif de départ en retraite liée à l'espérance de vie ou une baisse du taux de remplacement avec âge de la retraite inchangé, qui permettraient chacun de soutenir le taux de croissance annuel moyen futur du PIB par tête d'environ 0.2% par rapport au scénario d'augmentation des prélèvements obligatoires. La prise en compte des conséquences redistributives devient décisive pour le choix de la réforme. Un gel de l'âge de la retraite alimente un conflit intergénérationnel entre actifs alors qu'une augmentation de cet âge répartit le coût en bien-être de la réforme plus également entre les actifs. Un planificateur utilitariste avec aversion modérée à l'inégalité intergénérationnelle privilégie ainsi l'âge effectif de la retraite comme principal levier d'une réforme. Les réformes avec hausse de l'âge de la retraite modèrent aussi les effets de redistribution selon le niveau de revenu par rapport aux réformes avec âge de la retraite inchangé. Enfin, la prise en compte des effets des réformes sur le bien-être des bas revenus (carrières incomplètes, éligibles au minimum vieillesse) peut infléchir le choix du paramètre d'ajustement (taux de cotisations sociales ou de remplacement) accompagnant une hausse de l'âge de la retraite. Au total, cette thèse incite à privilégier, en France, une hausse de l'âge de la retraite d'un peu plus d'une année par décennie, accompagnée d'un repli contenu du taux de remplacement moyen de 0.5 point de pourcentage par an sur les vingt prochaines années.

Abstract

This dissertation analyses and assesses the macroeconomic impact of reforms of pay-as-you-go pension systems and their redistributive effects. Simulations relying on a general equilibrium model with overlapping generations show that diminishing replacement rates or increasing the average effective age of retirement in line with life expectancy can result in an annual growth rate of the GDP *per capita* around 0.2% higher than in a scenario with only tax hikes balancing the system. Ranking the reform scenarios with similar favourable influence on growth requires taking account of their redistributive effects. Freezing the age of retirement in an ageing context triggers an intergenerational conflict among active individuals whereas increasing the age of retirement spreads the welfare cost of the reform more equally. On French data, a utilitarian social planner with moderate aversion to intergenerational inequality thus implements a reform increasing the age of retirement. A rise in the age of retirement also allows for smaller intra-generational redistributive effects associated with differences in the level of income among individuals. Taking account of the impact of the reform on the welfare of the working poor individuals can influence the choice of the parameter (*i.e.*, the tax rate or the replacement rate) complementing the rise in the age of retirement in order to balance the regime. Overall, on French data, this study advocates for a rise in the effective age of retirement of 1-1.5 year per decade and a gradual fall in the replacement rate of 0.5 percentage point per year over the next 20 years.