Epargne de précaution et hétérogénéité des richesses : une réévaluation des politiques redistributives et d'assurance

Audrey Desbonnet

▶ **To cite this version:**

Audrey Desbonnet. Epargne de précaution et hétérogénéité des richesses : une réévaluation des politiques redistributives et d'assurance. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2006. Français. NNT : . tel-00163103

HAL Id: tel-00163103
https://theses.hal.science/tel-00163103

Submitted on 16 Jul 2007

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.

UNIVERSITÉ PARIS I – PANTHÉON – SORBONNE

U.F.R. de SCIENCES ÉCONOMIQUES

THESE DE DOCTORAT

présentée et soutenue publiquement par

Audrey Desbonnet

le 5 décembre 2006

Epargne de précaution et Hétérogénéité des richesses : une réévaluation des politiques de redistribution et d'assurance

---

Directeur de thèse :

Jean-Olivier Hairault Professeur à l'Université Paris I

JURY :

Antoine d'Autume	Professeur à l'Université Paris I
Fabrice Collard	Chargé de recherche au CNRS
Jean-Olivier Hairault	Professeur à l'Université Paris I
Pierre Malgrange	Directeur de Recherche au CNRS
Thomas Weitzenblum	Professeur à l'Université de Franche Comté

L'UNIVERSITE PARIS I – PANTHEON – SORBONNE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Je voudrais par les lignes qui suivent remercier tous ceux et toutes celles qui ont de loin ou de près contribué à l'aboutissement de cette thèse. J'espère n'avoir oublié personne. Si tel est le cas, qu'ils m'en excusent.

Mes remerciements vont en tout premier lieu au Professeur Jean-Olivier Hairault. Je le remercie d'avoir guidé mes premiers pas dans la recherche économique. J'ai tout au long de la thèse et durant le DEA bénéficié de ses conseils. Je voudrais le remercier pour sa patience et ses relectures attentives. Les nombreuses discussions que nous avons eues ont toujours été éclairantes.

Je remercie Antoine d'Autume, Fabrice Collard, Pierre Malgrange et Thomas Weitzenblum d'avoir accepté de faire partie de mon jury. Leurs conseils et leurs critiques sur une version préliminaire de cette thèse ont permis une amélioration substantielle de celle-ci.

Je remercie Hubert Kempf de m'avoir accueillie au sein du laboratoire EUREQua qui a constitué pour moi un environnement particulièrement stimulant en termes de recherche. Je tiens aussi à le remercier pour les ressources informatiques mises à ma disposition. Elles ont rendu plus aisées l'aboutissement de cette thèse.Je n'oublie pas le personnel administratif pour sa bienveillance à mon égard et spécialement Elda et Tonia pour leur disponibilité et leur efficacité.

Je tiens aussi à remercier mes co-auteurs que sont Jean-Olivier Hairault et Sumudu Kankanamge. Travailler avec Jean-Olivier Hairault fut riche d'enseignements. J'ai beaucoup appris durant le temps de la collaboration, je lui en suis reconnais-

sante. Travailler avec Sumudu Kankanamge fut un réel plaisir. Sa disponibilité à toute épreuve et sa rigueur scientifique m'ont été précieuses.

Les différents chapitres qui constituent la thèse ont bénéficié des relectures éclairées de François Fontaine, de Lucie Ménager, de Florent Pratlong et de Morgane Tanvé. Je les remercie d'avoir relu avec efficacité et souvent dans l'urgence certains chapitres de la thèse. Les nombreuses discussions que j'ai pu avoir avec Yann Algan m'ont permis d'améliorer le chapitre 4. Je lui en sais gré.

Au delà de l'environnement scientifique privilégié et stimulant dont j'ai profité à EUREQua, je tiens à souligner le cadre convivial d'EUREQua. Il a rendu l'élaboration de cette thèse moins difficile. Je pense tout particulièrement à mes compagnons de route avec lesquels cette thèse a débuté. Je remercie El hadji et Falilou Fall pour leur bienveillance et leur solidarité à mon égard. Je remercie Abuzer Bakis, Etienne Campens, François Fontaine, Nicolas Houy et Florent Pratlong pour leurs encouragements et leur contribution par leurs réponses à certaines de mes préoccupations économiques. Céline Choulet, Andreea Cosnita, Lucie Ménager, Solenne Tanguy et Morgane Tanvé sont au fil de cette expérience devenues pour moi des amies précieuses. Leur soutien fut appréciable dans les moments d'interrogation. Une pensée toute particulière pour Andreea et Lucie avec lesquelles j'ai partagé cette fin de thèse. Je remercie Solenne pour tous les passages difficiles.

Je remercie Jeanne Hagenbach d'avoir égayé ma fin de thèse et pour sa bonne humeur contagieuse. Je n'oublie pas non plus Julie Moschion qui m'a "chouchoutée" sur la fin. Je tiens aussi à remercier Chahnez Boudaya et Nicolas Million pour leur attention bienveillante à mon égard et l'amitié qu'ils me portent. Je voudrais aussi remercier les membres du bureau 317 : Thomas Baudin, Chahnez Boudaya, Marie-Pierre Dargnies (merci pour ton humour décapant), Victor Hiller (merci pour tes encouragements), Olfa Jaballi, Sébastien Le Coent et Natacha Raffin (merci pour ta bonne humeur) pour avoir supporté mes incursions nombreuses dans leur bureau à des fins de programmation et de m'avoir toujours accueillie, avec le sourire. Ils

ont contribué à l'atmosphère chaleureuse d'EUREQua. Je ne saurais oublier Basak Bayromoglu, Sonia Ben Kheder, Paul Cahu, Mohamed Khaled, Xavier Delau, Christophe Hachon et Nicolas Roys.

Mes remerciements vont également aux anciens doctorants d'EUREQua que j'ai croisés pendant ces années de thèse : Hyppolyte d'Albis, Marie Bessec, Othman Bouabdallah, Eric Danan, Matthieu de Lapparent, Guillaume Guerrero, Marie-Laure Michaud, Lise Patureau (merci pour cergy), Djamel Stilli et Sébastien Vivier-Lirimont.

Je voudrais remercier mes amis (et particulièrement Delphine, Amélie et ma cousine Anne-Claude) pour avoir été si compréhensifs et attentifs sur la fin de thèse et pour l'intérêt qu'ils ont manifesté pour mon travail de recherche.

Enfin, je n'aurais sans doute pas tenu jusqu'au bout sans les encouragements et l'appui constant de mes parents et celui de mes frères Gaël et Johan qui m'ont entourée de leur affection. Cette thèse leur doit beaucoup.

Introduction Générale

Jusqu'à la fin des années 1970, les théories économiques relatives aux choix de consommation et d'épargne sont largement dominées par les théories du cycle de vie (Modigliani et Brumberg [1954], Samuelson [1958] puis Ando et Modigliano [1963]) et du revenu permanent (Friedman [1957]). Selon ces théories, lorsque le marché des fonds prêtables est parfait, le comportement de consommation dépend de la richesse totale du ménage et est déconnecté du revenu courant.

Cependant, ces différentes théories se heurtent à un certain nombre de critiques en raison du décalage entre leurs prédictions et les faits empiriques. Les travaux de Flavin [1981] et Hall et Mishskin [1982] révèlent qu'il existe une relation positive entre les variations de la consommation et les variations anticipées du revenu. Au contraire, le modèle de cycle de vie en incertain prédit que la consommation courante est uniquement influencée par les fluctuations non anticipées du revenu courant[1]. Zeldes [1989] et Carroll [1997] montrent que la prise en compte de l'épargne de précaution permet de résoudre cette énigme. L'épargne de précaution correspond à l'épargne constituée dans le but de se prémunir contre les chutes de revenu. Ces travaux suggèrent que l'épargne est aussi constituée pour le motif de précaution. Depuis, un certain nombre de travaux ont affirmé l'importance de ce mécanisme (Skinner [1988], Caballero [1991] et Kasarosian [1997]).

Le motif de précaution, bien qu'il ait été déjà identifié par Keynes [1936], est pour

[1] sous l'hypothèse que la fonction d'utilité est quadratique.

la première fois explicitement théorisé par Leland [1968] suivi de Sandmo [1970] et de Drèze et Modigliani [1972]. Ce comportement d'épargne diffère du simple motif de lissage de la consommation qui résulte de l'aversion pour le risque[2]. L'épargne de précaution intègre un élément supplémentaire qui correspond à un motif de prudence (Kimball [1990]). L'analyse de Aiyagari [1994] montre qu'il n'est pas nécessaire de supposer que l'utilité marginale soit convexe pour obtenir un comportement d'épargne qualifié de précaution. L'hypothèse conjointe d'incomplétude des marchés et d'une contrainte d'endettement suffit à produire une épargne de précaution.

Dans cette thèse, nous privilégions l'idée que le motif de précaution est un élément central du comportement d'épargne. Etant donné l'importance de l'épargne de précaution, ce mécanisme est susceptible de modifier l'impact des politiques économiques.

Le projet de la thèse est alors d'intégrer le mécanisme d'épargne de précaution à l'évaluation des politiques d'assurance et de redistribution. Le comportement d'épargne de précaution dépend de l'importance du risque idiosyncrasique de revenu. Puisque les programmes d'assurance sociale et de redistribution ont vocation à réduire le risque idiosyncrasique de revenu, ils risquent d'interagir avec le comportement d'épargne de précaution. L'existence d'un mécanisme d'auto-assurance est alors susceptible de modifier l'efficacité de la politique d'assurance ou de redistribution. La progressivité de l'impôt sur le revenu fournit une assurance contre le risque de revenu (Varian [1980], Asdrubali, Sørensen et Yosha [1996], Conesa et Krueger [2002]). De même, la progressivité de l'impôt sur les successions constitue une forme d'assurance contre le risque de revenu des descendants. La prise en compte de l'épargne de précaution peut alors justifier d'une moindre progressivité de l'impôt sur le revenu et sur les successions. De la même façon, l'épargne de précaution,

[2] qui se traduit par le fait que la fonction d'utilité est concave.

puisqu'elle est constituée en vue de se prémunir contre le risque de chômage, peut potentiellement se substituer à l'allocation chômage. Enfin, la prise en compte de l'épargne de précaution peut conduire à reconsidérer le rôle de la dette publique et cela d'autant plus qu'il existe des fluctuations macroéconomiques qui influencent le comportement d'épargne de précaution.

La première section de l'introduction générale justifie l'intérêt de prendre en compte le mécanisme d'épargne de précaution. Elle s'attache à comprendre en quoi l'épargne de précaution renouvelle d'une part l'analyse des déterminants de la distribution des richesses, d'autre part modifie les réflexions traditionnelles en matière d'indemnisation du chômage et enfin invite à reconsidérer le coût des fluctuations macroéconomiques. Dans la deuxième section, on présente la problématique de la thèse et les principales réponses qu'on lui apporte.

1 L'épargne de précaution : intérêts et enjeux

Bien que l'approche de Leland [1968] ait le mérite de réaffirmer le comportement d'épargne de précaution, son explication est peu satisfaisante. Les études indiquent qu'un nombre significatif de ménages sont contraints sur leurs liquidités (Hayashi [1985] et Japelli [1990]). Il existe donc des frictions sur le marché des fonds prêtables telles que les ménages, s'ils désirent se protéger contre le risque de revenu, n'ont comme seul recours l'épargne. En outre, un certain nombre d'études suggèrent que l'incomplétude des marchés d'assurance est importante pour comprendre le comportement d'épargne de précaution (Barsky, Mankiw et Zeldes [1986], Deaton [1991], Carroll [1991], Mankiw et Zeldes [1991]). Ces différents travaux plaident en faveur de l'hypothèse d'incomplétude des marchés d'assurance et d'une contrainte d'endettement à l'origine d'un comportement d'épargne de précaution.

L'intérêt d'une telle approche est multiple. Aiyagari [1993b] montre que l'abandon de l'hypothèse de marchés d'assurance complets permet de résoudre certaines des critiques adressées à la théorie standard des choix d'épargne. En outre, il s'avère que l'épargne de précaution qui découle de l'hypothèse d'incomplétude des marchés couplée à celle d'une contrainte d'endettement est importante (Carroll et Samwick [1997], Gourinchas et Parker [2001] et Cagetti [2003]). Elle représenterait près de 50% de la richesse américaine[3]. Sous l'hypothèse d'incomplétude des marchés d'assurance et d'une contrainte d'endettement, les agents qui sont *ex ante* identiques deviennent *ex post* hétérogènes. L'hétérogénéité des richesses, qui en découle, transcrit des différences de salaire et de revenu (en cela elle rend compte d'une certaine façon de l'inégalité de salaire et de revenu) mais aussi des différences de comportement d'accumulation. L'hétérogénéité des richesses devient endogène par opposition à l'hétérogénéité exogène en termes de dotations initiales ou d'âge retenue en générale par la littérature (Chatterjee [1994][4]). Enfin, il semble que ce type d'hétérogénéité des richesses joue un rôle important dans la formation et le développement des inégalités économiques. Tout d'abord, la richesse conditionne le choix du statut : être salarié ou entrepreneur (Evans et Leighton [1989] et Hurst et Lusardi [2004]). Ensuite, la richesse affecte l'offre de travail comme en témoigne le travail de Algan, Chéron, Hairault et Langot [2003] et les choix d'éducation. Ainsi, l'hétérogénéité des richesses, qui découle de l'incomplétude des marchés d'assurance et d'une contrainte d'endettement, semble le vecteur d'autres hétérogénéités.

[3] Il existe néanmoins des études qui concluent que l'épargne de précaution contribue plus modestement à la richesse américaine (Guiso, Japelli et Terlizzese [1992] et Lusardi [1998]).

[4] La forme de la distribution des richesses dans le modèle à durée de vie infinie est donnée par les conditions initiales, c'est-à-dire par la distribution initiale. Dans le modèle de cycle de vie, l'hétérogénéité des richesses et le fruit de différences d'âge. Il n'existe pas d'inégalité intragénérationnelle alors que sur le plan empirique celle-ci s'avère élevée (Rougerie [2002]).

1.1 Distribution des richesses

L'hypothèse d'incomplétude des marchés et d'une contrainte de crédit donne lieu à une distribution endogène des richesses. Il semble alors naturel de confronter cette distribution des richesses à sa contrepartie empirique. L'hétérogénéité des richesses qui en découle suffit-elle à expliquer l'inégalité de richesse ? L'enjeu n'est pas des moindres. La prise en compte du mécanisme d'épargne de précaution, outre le fait qu'elle permet de renouveler l'analyse des déterminants de l'inégalité de richesse, est susceptible d'offrir un cadre qui se prête à l'analyse de politiques économiques telle que la taxation redistributive. De ce point de vue, le modèle à agents hétérogènes[5] peut contribuer à enrichir notre compréhension des politiques qui visent à corriger les inégalités.

1.1.1 Faits

L'analyse empirique des distributions américaine et française[6] des richesses révèle que cette dernière est très concentrée (Tableau 1[7]). La distribution française des richesses est toutefois moins inégalitaire que la distribution américaine des richesses. L'indice de Gini de la distribution française est compris entre $0,6$ et $0,7$ alors qu'il s'élève à $0,803$ aux Etats-Unis.

La richesse est fortement concentrée parmi les ménages les plus riches. Les 5%

[5] L'appellation modèle à agents hétérogènes renvoie à l'hypothèse d'incomplétude des marchés et d'une contrainte d'endettement à l'origine du comportement d'épargne de précaution.

[6] Le choix de présenter les caractéristiques de la distribution américaine des richesses est motivé par le fait que la plupart des travaux théoriques qui cherchent à dégager les principales sources de l'inégalité de richesse sont américains. Les caractéristiques de la distribution française des richesses est donnée à titre de comparaison.

[7] Les données relatives à la distribution des richesses américaine sont issues de Diaz-Gimenez, Quadrini, Rios-Rull et Rodriguez [2002]. Les données relatives à la distribution des richesses française sont issues de Hourriez et Roux [2001], Kessler et Wolff [1991], Lollivier et Verger [1996], Chambaz, Guillaumat-Tailliet et Hourriez [1999]. Lorsque la caractérisation de la distribution des richesses diffère quelque peu d'une étude à l'autre nous présentons les résulats sous forme d'intervalle.

TAB. 1 – Caractéristiques de la distribution des richesses aux Etats-Unis et en France

Etats-Unis		France	
Indice de Gini	$0,803$	Indice de Gini	$[0,6;0,7]$
P99-P100	$34,7\%$	P99-P100	$[14\%;26\%]$
P95-P100	$57,8\%$	P95-P100	$[34\%;43\%]$
P90-P100	$69,1\%$	P90-P100	$[40\%;50\%]$
P80-P100	$81,7\%$	P80-P100	69%
P00-P20	$-0,3\%$	P00-P50	$[7\%;10\%]$
		P00-P20	1%

Note : P99-P100 indique la part de la richesse totale détenue par les 1% les ménages les plus riches

des ménages américains les plus riches détiennent près de 60% de la richesse totale américaine. En revanche, en France, les 5% des ménages les plus riches détiennent une part moins conséquente de la richesse française : entre 34% et 43%. Les ménages pauvres aux Etats-Unis sont plus pauvres qu'en France.

Construire une théorie de l'inégalité de richesse exige alors d'être en mesure d'en reproduire les caractéristiques.

1.1.2 Echec des modèles stochastiques dynastique et de cycle de vie[8]

L'abandon de l'hypothèse de marchés d'assurance complets et l'introduction d'une contrainte d'endettement dans les modèles à durée de vie infinie et de cycle de vie permet de rapprocher la distribution des richesses de sa contrepartie empirique. Toutefois, elle ne suffit pas à reproduire de manière satisfaisante la distribution des richesses. Aiyagari [1994] parvient à engendrer une distribution des richesses asymétrique et inégalement répartie, mais l'inégalité de richesse y est fortement sous-estimée. Dans son modèle, l'indice de Gini théorique est égal à $0,32$ alors que les données américaines mettent en évidence un indice de Gini de $0,8$. En revanche,

[8] Les modèles stochastiques de cycle de vie et à durée de vie infinie correspondent aux modèles de cycle de vie et à durée de vie infinie pour lesquels on suppose que les marchés sont incomplets et que les ménages, exposés à un risque de revenu idiosyncrasique, sont soumis à une contrainte de crédit.

les hypothèses d'incomplétude des marchés et de contrainte de crédit permettent, lorsqu'elles sont introduites dans le modèle de cycle de vie canonique, d'aboutir à un indice de Gini plus en accord avec les données (Huggett [1996]). Celui-ci est compris entre $0,7$ et $0,74$[9]. Cependant, ce résultat est obtenu par exacerbation du nombre de ménages dont la richesse est nulle voire négative. Ces derniers représentent entre 20% et 25% des ménages alors que l'analyse empirique indique que les ménages contraints sur leurs liquidités représentent entre $5,8\%$ et 15% de la population américaine. Enfin, le modèle stochastique de cycle de vie ne parvient pas à reproduire la part de la richesse détenue par les 1% des ménages plus riches, évaluée à 35%. Dans le modèle, les 1% des ménages les plus riches ne détiennent qu'entre $10,8\%$ et $11,1\%$ de la richesse totale de l'économie.

Bien que les modèles stochastique à durée de vie infinie et de cycle de vie fassent mieux que leur version déterministe, ils ne parviennent pas à reproduire parfaitement l'inégalité de richesse observée. La difficulté de l'exercice réside moins dans la reproduction de l'inégalité globale que dans la réplication des queues extrêmes de la distribution des richesses. Les difficultés auxquelles se heurtent les modèles à agents hétérogènes dans leur version la plus dépouillée (Aiyagari [1994] et Huggett [1996]) sont de deux types. Premièrement, les modèles stochastiques dynastique et de cycle de vie sous-estiment la part de la richesse détenue par les ménages les plus riches. Cet échec est dû au fait que les ménages épargnent en vue de s'assurer contre les chutes de revenu qu'occasionne le risque idiosyncrasique de revenu. Cette épargne de précaution constituée, ils n'ont plus aucune incitation à épargner. C'est donc l'absence de motifs, poussant les ménages riches à poursuivre leur effort d'épargne, qui est à l'origine de cet échec. Ainsi, les ménages riches n'épargnent pas suffisamment

[9] L'indice de Gini se modifie suivant le montant que l'agent est autorisé à emprunter. L'indice de Gini est d'autant plus élevé que l'agent peut emprunter. Lorsque l'agent n'est pas autorisé à emprunter l'indice de Gini vaut $0,7$.

dans ces modèles, ce qui est en désaccord avec certaines études sur l'épargne (Dynan, Skinner, Zeldes [2004]). Le modèle dynastique stochastique surestime la part de la richesse totale détenue par les ménages pauvres (Quadrini et Rios Rull [1997]). Quant au modèle stochastique de cycle de vie, il exacerbe le nombre de pauvres sans richesse et les concentre uniquement parmi les jeunes ménages. Ceci provient de l'absence de motifs qui dissuade les ménages pauvres d'épargner aussi bien parmi les ménages jeunes que les ménages âgés.

Des caractéristiques autres que des différences de salaire non assurable doivent donc être considérées afin que ces modèles soient capables de reproduire plus fidèlement la distribution des richesses.

1.1.3 Enrichissements

Puisque l'hypothèse de contrainte de crédit et d'incomplétude des marchés ne suffit pas à reproduire la concentration de la richesse parmi les ménages les plus riches, il semble que des motifs autres que le motif de précaution doivent être introduits. C'est dans cette logique que s'inscrivent la plupart des travaux théoriques qui cherchent à fournir une explication plus satisfaisante de la distribution des richesses. Quadrini et Ríos-Rull [1997] soulignent que les pistes de l'entrepreneur, de rendements différenciés, de l'héritage et de l'hétérogénéité des goûts peuvent s'avérer des pistes fructueuses.

1.1.3.1 L'activité entrepreneuriale

Devenir entrepreneur exige des fonds propres. Lorsque le recours à l'emprunt pour réunir les fonds nécessaires au démarrage de l'activité est limité, les ménages sont incités à épargner davantage pour mettre en oeuvre leur projet. En outre, l'activité d'entrepreneur est plus risquée. L'entrepreneur est alors enclin à épargner davantage

pour le motif de précaution. Modéliser l'activité d'entrepreneur fournit ainsi aux ménages les plus riches un second motif d'accumulation. La concentration de la richesse parmi les ménages les plus riches s'en trouve améliorée (Quadrini [2000]). Lorsque l'activité d'entrepreneur n'est plus modélisée, la part de richesse détenue par les 1% et les 5% les ménages les plus riches n'est plus que de $4,2\%$ et $15,3\%$ contre $24,9\%$ et $45,8\%$ lorsque celle-ci est modélisée.

Cagetti et De Nardi [2003] soulignent le rôle crucial que jouent la contrainte d'endettement et les legs volontaires pour expliquer la forme de la distribution des richesses américaine. Lorsque le recours à l'emprunt pour financer un projet d'entreprise est plus limité, la taille de l'entreprise ainsi que le nombre d'entrepreneurs diminuent. Par conséquent, les ménages épargnent moins et la distribution des richesses s'en trouve moins concentrée. Les 1% des ménages les plus riches ne détiennent plus que 26% de la richesse totale lorsque le recours à l'emprunt est davantage limité au lieu de 31%. Quant aux legs volontaires, ils constituent le canal par lequel l'activité d'entrepreneur se perpétue et s'agrandit. Lorsque les legs sont accidentels, les incitations à accumuler et à poursuivre ou agrandir son entreprise sont moins fortes. Il y a alors moins de grandes entreprises et la distribution des richesses est moins concentrée. Lorsque les legs deviennent accidentels, les 1% des ménages les plus riches ne détiennent plus que 23% de la richesse totale.

1.1.3.2 Rendements d'actifs différenciés

Le portefeuille des ménages riches inclut typiquement des actifs financiers qui fournissent des rendements plus élevés que les actifs détenus par les ménages pauvres. L'existence de rendements plus élevés peut conduire les ménages riches à épargner davantage. Introduire des rendements différenciés peut alors permettre de reproduire plus fidèlement la concentration de la richesse parmi les ménages les plus riches. C'est

ce que révèle l'analyse menée par Direr et Weitzenblum [2006] dans le cadre d'un modèle stochastique de cycle de vie étalonné sur données françaises. Les auteurs supposent l'existence d'un marché financier segmenté en fonction des classes de revenu. Les hauts revenus ont accès à des rendements supérieurs. Lorsque le rendement de l'épargne est indépendant de la classe de revenu, les 1% des ménages les plus riches détiennent $8,9\%$ de la richesse totale. Lorsqu'il existe des écarts de rendements entre les classes de revenu, les 1% des ménages les plus riches détiennent alors $16,1\%$.

1.1.3.3 L'héritage

Dans les modèles stochastiques à durée de vie infinie et de cycle de vie, les ménages riches, une fois qu'ils ont suffisamment épargné pour motif de précaution et en vue de la retraite, cessent d'accumuler ou épargnent moins. L'étude de Dynan, Skinner et Zeldes [2004] indique pourtant que les ménages retraités les plus riches continuent d'épargner une fraction de leur revenu plus importante que celle des ménages retraités pauvres. L'introduction de legs est susceptible de conduire les ménages altruistes à poursuivre leur effort en matière d'épargne afin de léguer à leur descendance. L'accumulation pour motif de legs peut permettre de mieux appréhender la concentration de la richesse parmi les ménages les plus riches.

Gokhale, Kotlikoff, Sefton et Weale [2001] montrent dans le cadre d'un modèle de cycle de vie stochastique que le legs joue un rôle important pour expliquer que, parmi les retraités de plus de 66 ans, la richesse soit aux mains des plus riches d'entre eux. Néanmoins, ce rôle disparaît dès que le système de retraite n'est plus modélisé. Le transfert de revenu obtenu au titre de la retraite dissuade les ménages pauvres ainsi qu'une partie de la classe moyenne d'épargner, si bien que les legs se réduisent considérablement parmi ces ménages. En revanche, la pension de retraite peut paraître insuffisante par rapport au revenu que les ménages riches touchent. Ils

souhaitent poursuivre leur effort d'épargne. En l'absence de système de retraite, les 1% et les 5% des ménages les plus riches parmi les retraités âgés de 66 ans détiennent respectivement $11,8\%$ et $30,4\%$ de la richesse de cette classe d'âge contre $22,7\%$ et 51% en présence du système de retraite.

Enfin, l'analyse de De Nardi [2004] révèle que l'hypothèse de legs volontaires explique une part non négligeable de la concentration de la richesse parmi les ménages les plus riches. La modélisation qu'elle retient est celle d'un modèle de cycle de vie stochastique. Le legs a la particularité d'être de type *warm glow* : il présente les caractéristiques d'un bien de luxe. C'est cette hypothèse qui confère à l'héritage son pouvoir explicatif de l'inégalité de richesse. Lorsque le legs est accidentel, les 1% des ménages les plus riches détiennent 7% de la richesse totale de l'économie. Lorsque le legs est volontaire et présente les caractéristiques d'un bien de luxe, les 1% des ménages les plus riches détiennent désormais 14% de la richesse américaine.

1.1.3.4 Hétérogénéité des goûts

L'analyse empirique révèle que les ménages riches sont davantage patients que les ménages pauvres (Lawrance [1991] et Cagetti [2003]). L'hétérogénéité des préférences peut alors permettre de produire des différences d'accumulation susceptibles d'expliquer la concentration de la richesse parmi les ménages riches. Les ménages riches, relativement patients, souhaitent reporter leur consommation dans le temps. Ils sont enclins à épargner davantage. C'est ce que démontrent Krusell et Smith [1998] dans le cadre d'un modèle stochastique à durée de vie infinie qui comporte du risque agrégé. En l'absence d'hétérogénéité des préférences, les ménages les 1% les plus riches détiennent seulement 3% de la richesse américaine. Lorsque le taux de préférence pour le présent diffère entre les ménages et varie dans le temps, les ménages les 1% les plus riches détiennent désormais 24% de la richesse américaine.

1.1.3.5 Le système d'assurance sociale

Si les pistes de recherche poursuivies cherchent principalement à reproduire la concentration empirique de la richesse parmi les plus riches, certains travaux tentent d'expliquer le peu ou l'absence de richesse détenue par les ménages les plus pauvres. Les programmes d'assurance sociale peuvent dissuader les ménages les plus pauvres d'épargner et expliquer alors le peu de richesse qu'ils détiennent.

Hubbard, Skinner et Zeldes [1995] montrent que les programmes d'assurance sociale (Medicare), lorsqu'ils sont soumis à des conditions de ressources telle que la richesse, découragent l'épargne des ménages dont les revenus espérés à l'horizon d'une vie sont faibles. Lorsque le niveau minimum de consommation que l'Etat souhaite garantir s'élève à 1000 dollars, la fraction de ménages non bacheliers, âgés de moins de trente ans et dont la richesse est inférieure au revenu, s'élève à $43,7\%$ dans leur modèle. Lorsque le niveau minimum de consommation s'élève à 7000 dollars, ils représentent $80,9\%$ de cette classe d'âge et d'éducation (les données révèlent qu'ils sont au nombre de $86,3\%$). En outre, la pauvreté n'est plus uniquement concentrée parmi les ménages jeunes comme c'est le cas dans le modèle de cycle de vie stochastique canonique. Le modèle est en mesure de produire des ménages pauvres à la veille de la retraite.

L'analyse de Domeij et Klein [2002] révèle en outre que la modélisation du système de retraite permet d'expliquer le nombre important de ménages qui ont une richesse nulle ou négative à l'origine de l'inégalité de la richesse suédoise. L'introduction d'un système de retraite affecte les décisions en matière d'épargne. Les ménages faiblement rémunérés ont besoin de peu ou d'aucune richesse, puisque leur consommation désirée est largement financée par ce transfert de revenu. Par conséquent, ils n'épargnent pas ou peu. En revanche, pour des ménages fortement rémunérés, la

pension de retraite peut paraître insuffisante au regard de leur revenu salarial si bien qu'ils souhaitent davantage épargner. La modélisation du système de retraite dans le cadre d'un modèle stochastique de cycle de vie étalonné sur données suédoises permet de reproduire de manière satisfaisante le nombre de ménages dont la richesse est nulle voire négative. En l'absence de système de retraite, 18% des ménages ont une richesse nulle ou négative. L'introduction du système de retraite permet de porter le nombre de ménages ayant une richesse nulle ou négative à 22% contre 24% dans les données suédoises.

1.2 Risque de chômage, épargne de précaution et indemnisation du chômage

En l'absence de marchés d'assurance complets, les ménages, contraints sur leurs liquidités, épargnent au motif de précaution en raison du risque idiosyncrasique qui pèse sur leurs revenus (Aiyagari [1994]). Ces chutes de revenu sont causées en partie par les épisodes de chômage.

Les travaux de Deaton [1991] et Aiyagari [1994] suggèrent que l'épargne de précaution pourrait offrir une assurance non négligeable contre les chutes de revenu non assurables occasionnées par les épisodes de chômage. Dès lors que l'on cherche à caractériser les effets de l'indemnisation du chômage, il convient de tenir compte de ce mécanisme d'auto-assurance. Les décisions d'épargne des ménages dépendent de l'importance de leur exposition au risque idiosyncrasique de revenu. Or, l'importance du risque idiosyncrasique de revenu dépend de la générosité de l'assurance chômage. Ainsi, la constitution d'une épargne de précaution en vue de soutenir la consommation lors des épisodes de chômage dépend des modalités du système d'indemnisation du chômage. C'est ce que révèle le travail de Engen et Gruber [2001]. Le comportement d'épargne des ménages les plus exposés au risque de chômage est

fortement conditionné par le niveau d'assurance chômage dont ils peuvent disposer.

Puisque la possibilité de se constituer une épargne permet aux ménages de transférer de la richesse dans le temps et donc de lisser leur consommation, l'épargne de précaution est susceptible d'influencer le comportement en matière de prospection d'emploi.

1.2.1 Epargne de précaution et recherche d'emploi

Danforth [1979], le premier, montre que l'épargne de précaution influence la recherche d'emploi. Le salaire de réservation et la durée moyenne du chômage sont des fonctions croissantes de la richesse. La détention d'une épargne permet au chômeur de prolonger l'épisode de chômage en vue d'obtenir une proposition d'emploi plus intéressante. Le travail théorique de Lentz et Tranæs [2005] abonde dans ce sens. A la différence de Danforth [1979], la recherche d'emploi n'est plus appréhendée à travers un salaire de réservation mais à travers un effort de recherche, source de désutilité, qui affecte la sortie du chômage. Dans ce cadre, Lentz et Tranæs [2005] montrent que l'effort de recherche est une fonction décroissante de la richesse lorsque l'utilité est séparable en la consommation et l'effort. Plus encore, l'analyse conduite par Algan, Chéron, Hairault et Langot [2003] montre que, dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi étalonné sur données françaises, l'épargne de précaution est susceptible d'influencer la composition des emplois de l'économie entre bons et mauvais emplois. Lorsqu'elle est détenue en quantité suffisamment importante, l'épargne de précaution permet aux chômeurs de rester plus longtemps au chômage à la recherche d'un bon emploi comme le permettrait une allocation chômage généreuse (Acemoglu et Shimer [1999]).

Les travaux de Bloemen et Stancanelli [2001] ainsi que ceux de Algan et Terracol [2001] testent la validité empirique de tels mécanismes sur données, hollandaises

pour les premiers, françaises pour les seconds. L'étude de Bloemen et Stancanelli [2001] révèle notamment que la richesse financière a un impact positif sur le salaire de réservation et un impact négatif sur la probabilité de sortie du chômage. Des niveaux plus élevés de richesse induisent des salaires de réservation plus élevés associés à des probabilités de retour à l'emploi plus faibles. L'étude menée par Algan et Terracol [2001] révèle en outre que l'impact positif de l'épargne sur le salaire de réservation n'est significatif que pour des chômeurs ayant un patrimoine équivalent à une année d'allocation chômage. L'épargne de précaution influence le comportement de recherche d'emploi uniquement pour des niveaux de stocks d'actifs élevés.

Ces différents résultats suggèrent que l'épargne de précaution, bien qu'elle n'ait pas vocation à diversifier le risque individuel entre les ménages comme le permet l'allocation chômage, partage certaines de ses caractéristiques.

1.2.2 Epargne de précaution, profil et niveau optimal des allocations chômage

L'existence d'un mécanisme d'auto-assurance est susceptible de modifier l'analyse traditionnelle de l'indemnisation du chômage entre assurance et efficacité. La recherche du niveau optimal des allocations chômage en présence d'épargne de précaution, initiée par Hansen et Imrohoroglu [1992], indique que l'allocation chômage doit être faible en raison de l'existence d'un mécanisme assurantiel alternatif. L'effet de lissage de la consommation offert par l'allocation chômage est de faible ampleur.

L'analyse de Hansen et Imrohoroglu [1992] indique que le niveau optimal de l'allocation chômage dépend de l'importance de l'aléa moral qui se traduit par la difficulté de contrôler les actions des ménages lorsqu'ils reçoivent une offre de travail. Le niveau optimal des allocations chômage est d'autant moins élevé que l'aléa moral est fort. Hansen et Imrohoroglu [1992] montrent en outre que l'allocation chômage,

lorsqu'elle est fixée à un niveau empiriquement réaliste, c'est-à-dire à 50% du salaire, engendre des coûts en termes de bien-être d'autant plus importants que l'aléa moral est important, et sont supérieurs à ceux évalués en l'absence d'indemnisation du chômage.

Dans la lignée de Hansen et Imrohoroglu [1992], Costain [1997], puis Wang et Williamson [2002] évaluent les gains issus de la mise en place du niveau optimal de l'allocation chômage. Dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi d'équilibre général, Costain [1997] montre que le gain en bien-être à être au niveau optimal est faible, de l'ordre de $0,013\%$ de consommation. L'analyse de Wang et Williamson [2002], conduite dans un modèle principal-agent, confirme le résultat auquel aboutit Costain [1997]. L'introduction de l'allocation chômage engendre un gain de consommation supplémentaire de $0,09\%$. L'étude de Wang et Williamson [2002] montre en outre qu'en présence d'épargne de précaution le profil optimal d'allocation chômage n'est plus nécessairement dégressif, à la différence de Shavell et Weiss [1979][10]. Le profil optimal accuse une forme en U. La générosité au début de l'épisode de chômage répond au souci d'offrir une couverture contre le risque de chômage qui ne soit pas de nature à réduire fortement l'effort de recherche. Puis l'allocation chômage devient quasi nulle afin d'obliger le chômeur à puiser dans son épargne de précaution. Le chômeur est alors plus disposé à produire l'effort nécessaire à la sortie du chômage puisque sa richesse a diminué. Finalement, l'allocation chômage redevient généreuse afin d'assurer un revenu minimum aux chômeurs, qui à l'issue d'une longue période

[10] Dans le cadre d'un modèle principal-agent, Shavell et Weiss [1979] montrent que la mise en place d'un profil des allocations chômage décroissant dans le temps est une réponse possible aux problèmes d'incitation qui émergent dans toute relation d'assurance. Un versement dégressif de l'allocation chômage conduit le chômeur à intensifier son effort de recherche en raison du profil décroissant de consommation induit par le versement dégressif. Lorsque le ménage a accès à une technologie de stockage ou aux marchés financiers, il peut se prémunir contre la chute de revenu induite par le caractère dégressif de l'allocation chômage, en puisant dans son épargne constituée lors des épisodes d'emploi.

de chômage n'auraient pas retrouvé d'emploi.

Enfin, l'analyse de Young [2004] montre que le niveau optimal de l'allocation chômage est nul dès lors que le secteur productif est introduit. Le gain en bien-être qui résulte de l'élimination de l'allocation chômage s'élève à $1,1\%$ de consommation supplémentaire. Il découle d'une part de l'élimination des cotisations dont le ménage doit s'acquitter au titre de l'indemnisation du chômage et d'autre part de l'accroissement du stock de capital et du nombre de travailleurs.

Si ces travaux indiquent que la contribution des systèmes publics d'indemnisation du chômage en matière d'assurance doit être faible lorsque les ménages peuvent se constituer une épargne de précaution, ils convient de nuancer le résultat pour au moins trois raisons.

L'analyse porte sur la comparaison d'états stationnaires. Elle ignore les coûts de transition qu'un système d'indemnisation du chômage moins généreux peut induire, comme le montrent Joseph et Weitzenblum [2003]. Dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi avec épargne de précaution, ils montrent que des gains en bien-être sont observables à l'état stationnaire lorsque le ratio de remplacement est fixé à son niveau optimal. Cependant, ces derniers sont inférieurs aux coûts de transition que la baisse du ratio de remplacement provoque. La moindre générosité de l'allocation chômage conduit les ménages à se constituer un capital financier plus conséquent. Or, cet effort d'accumulation a un prix. Le ménage doit accepter de réduire sa consommation le temps de la transition.

Les études souffrent en outre de l'absence de fluctuations macroéconomiques. Les bienfaits de l'assurance chômage risquent d'avoir été, en conséquence, sous-estimés comme le soulignent Algan et Allais [2004]. Leur modèle s'inscrit dans la lignée de Krusell et Smith [1998]. Ils considèrent deux cas polaires d'économie en matière de

cycle économique : le cas européen et le cas américain. Pour chaque cas, deux types d'environnement sont considérés. Dans le premier, le ménage a accès simultanément aux marchés financiers et au système d'indemnisation du chômage. Dans le second, il n'y a pas de système d'indemnisation du chômage. Dans un cadre d'équilibre général, le bénéfice de l'allocation chômage s'avère significatif et cela d'autant plus que le cycle est sévère. Lorsque le risque agrégé n'est pas modélisé, les gains en bien-être de l'allocation chômage sont en moyenne réduits de moitié en raison de l'élimination de l'effet fluctuation des prix et de l'effet fluctuation de l'emploi, chacun participant à part égale.

Enfin, l'analyse de Hansen et Imrohoroglu [1992] occulte la dimension redistributive de l'allocation chômage. Pallage et Zimmermann [1997] amendent le modèle de Hansen et Imrohoroglu [1992] en considérant que les ménages se différencient par leur niveau de qualification. L'hétérogénéité au regard de leur qualification se traduit par des niveaux de salaire et de taux de chômage différents. La présence d'aléa moral occasionne des coûts justifiant une moindre générosité de l'allocation chômage, voire l'absence d'allocation chômage. Cependant, ces coûts s'avèrent inférieurs aux gains imputables aux effets de redistribution qu'engendre l'allocation chômage, lorsque l'hétérogénéité des qualifications est considérée. En effet, l'allocation chômage permet de redistribuer du revenu des ménages fortement qualifiés donc fortement rémunérés et peu exposés au chômage vers des ménages peu qualifiés donc faiblement rémunérés et surexposés au chômage.

1.3 Incomplétude des marchés et fluctuations macroéconomiques

L'analyse que fait Lucas [1987] du coût des fluctuations macroéconomiques suppose que les marchés sont complets et le conduit à ignorer le risque idiosyncrasique de

revenu. Dans ce cadre, Lucas [1987] montre que le coût des fluctuations est faible, de l'ordre de $0,008\%$ de consommation. Or l'hypothèse d'incomplétude des marchés empêche le ménage de s'assurer parfaitement contre le risque idiosyncrasique de revenu. En outre, certaines des études économétriques qui cherchent à évaluer l'importance du risque idiosyncrasique de revenu indiquent que ce dernier peut occasionner des pertes de salaire pouvant persister dans le temps (Jacobson, Lalonde et Sullivan [1993]). Ces pertes de salaire sont d'autant plus élevées qu'elles interviennent dans un contexte de récession (Beaudry et Di Nardo [1991]). L'évaluation que fait Lucas [1987] du coût des fluctuations macroéconomiques risque d'avoir sous-estimé son ampleur puisque celle-ci ne tient pas compte de cette source de risque et de sa dimension contra-cyclique. Le cadre théorique proposé par le modèle à agents hétérogènes rend alors possible l'évaluation du coût des fluctuations macroéconomiques lorsque les marchés sont incomplets. L'intérêt est de premier ordre dans la mesure où l'hypothèse de marchés incomplets peut conduire à réévaluer à la hausse le coût des fluctuations macroéconomiques, réaffirmant ainsi le rôle des politiques stabilisatrices.

Imrohoroglu [1989], la première, reconsidère le coût des fluctuations macroéconomiques lorsque les marchés sont incomplets. Le risque agrégé affecte le taux de chômage et la durée du chômage. Ces derniers sont plus élevés lorsque l'économie se trouve en récession. L'élimination des fluctuations macroéconomiques met fin aux fluctuations de l'emploi. Lorsque les marchés sont complets, le coût des fluctuations macroéconomiques correspond à une perte de consommation de $0,08\%$. Celle-ci s'élève à $0,3\%$ lorsque les marchés sont incomplets et l'emprunt impossible. Ce coût est d'autant plus élevé que l'aversion relative au risque est élevée. En outre, l'analyse de Imrohoroglu [1989] indique que l'accès à l'emprunt est de nature à réduire

considérablement l'ampleur du coût des fluctuations macroéconomiques. Cependant, l'analyse de Imrohoroglu [1989] ignore les effets d'équilibre général.

Atkinson et Phelan [1994] discutent du lien entre risque agrégé et individuel. Ils affirment que l'élimination du risque agrégé par une politique contra-cyclique devrait éliminer la corrélation entre les chocs agrégé et idiosyncrasique. Le choc macroéconomique deviendrait alors idiosyncrasique tandis que le choc spécifique au ménage resterait inchangé. L'élimination du risque agrégé permise par la politique contra-cyclique aurait dans ce contexte pour effet d'éliminer les variations des prix. L'impact principal de la politique contra-cyclique sur le bien-être des ménages réside alors, essentiellement, dans les effets d'équilibre général. Atkeson et Phelan [1994] indiquent au travers d'exemples que les gains en bien-être permis par la politique contra-cyclique seraient proches de zéro. Ils s'élèveraient à $0,02\%$ de la consommation.

L'analyse de Krusell et Smith [1999, 2002] poursuit le travail accompli par Imrohoroglu [1989] en tenant compte des effets d'équilibre général. Le risque agrégé se traduit par des fluctuations de l'emploi, à l'image de Imrohoroglu [1989], mais aussi par des mouvements de la productivité agrégée. Un risque de taux d'intérêt et de salaire apparaît alors. L'élimination des fluctuations macroéconomiques réduit le risque individuel de chômage de 16%. Le gain de consommation qui en découle est dix fois plus élevé que celui mis en avant par Lucas [1987], de l'ordre de $0,10\%$. L'analyse de Krusell et Smith [2002] révèle en outre que le coût des fluctuations macroéconomiques s'accroît significativement pour certaines catégories de consommateurs. L'élimination des fluctuations macroéconomiques se traduit par un gain de consommation non négligeable de l'ordre de $3,7\%$ pour les ménages les plus pauvres de l'économie (chômeur impatient et contraint sur ses liquidités). L'élimi-

nation des fluctuations macroéconomiques réduit le risque de revenu et élimine le risque de salaire et de taux d'intérêt. C'est la raison pour laquelle les ménages les plus pauvres voient leur situation s'améliorer suite à l'élimination des fluctuations macroéconomiques.

Mukoyama et Şahin [2005] soulignent que l'analyse de Krusell et Smith [1999, 2002] ignore une source importante d'hétérogénéité sur le marché du travail : les différences de compétences. Le taux de chômage des travailleurs peu qualifiés est plus élevé que celui des travailleurs qualifiés (Mincer [1991]). En outre, le taux de chômage des travailleurs peu qualifiés est davantage volatile (Topel [1993]). Enfin, les travailleurs peu qualifiés ont un salaire plus faible que les travailleurs qualifiés. Il leur est alors plus difficile de se constituer une épargne de précaution et sont donc susceptibles de souffrir davantage du chômage en période de récession. Le calcul du coût des fluctuations macroéconomiques révèle que celui-ci représente une perte de consommation de $0,283\%$ pour les travailleurs peu qualifiés et de $0,128\%$ pour les travailleurs qualifiés. Le coût des fluctuations macroéconomiques est, par conséquent, plus élevé que celui trouvé par Krusell et Smith [1999, 2002] et que celui mis en évidence par Lucas [1987].

Les différents travaux susmentionnés réduisent le risque de revenu à un risque de chômage et, de fait, risquent d'avoir sous-estimé le coût des fluctuations macroéconomiques. L'estimation du risque de salaire conduite par Storesletten, Telmer et Yaron [2001] indique que ce dernier est persistent et volatile. En outre, sa volatilité s'exacerbe sensiblement durant les phases de récession (elle double). Le coût des fluctuations macroéconomiques correspond à une perte de consommation de $0,59\%$ pour une aversion au risque égale à 2 (et une perte de consommation de $2,49\%$ lorsque l'aversion au risque est égale à 4). Ces gains sont imputables pour moitié

à la suppression de la composante cyclique de la volatilité du processus de salaire. En outre, l'analyse de Storesletten Telmer et Yaron [2001] indique que ce coût s'accroît sensiblement lorsqu'on considère les ménages nouvellement nés. Il correspond à une perte de consommation de $1,50\%$ pour une aversion égale à 2 laquelle s'accroît considérablement lorsque l'aversion pour le risque est de 4. Elle vaut $7,37\%$.

La plupart des travaux mentionnés ci-dessus supposent que le ménage, lorsqu'il sort du chômage, retrouve le salaire qu'il touchait avant l'épisode de chômage. Les études économétriques montrent pourtant que les travailleurs, lorsqu'ils changent d'emploi, connaissent des pertes de salaire pouvant persister dans le temps (Jacobson, Lalonde et Sullivan [1993]) et qui sont d'autant plus élevées que le changement d'emploi intervient dans un contexte de récession (Beaudry et Di Nardo [1991]). Aussi le coût des fluctuations macroéconomiques risque d'avoir été sous-estimé dans les études susmentionnées.

Beaudry et Pages [2001] se proposent de reconsidérer le coût des fluctuations macroéconomiques dans un modèle où les employés licenciés peuvent être réemployés à un salaire inférieur à celui qu'ils touchaient avant que le licenciement ne se produise. Dans leur modèle, le choc idiosyncrasique de revenu correspond à un choc sur le salaire provoqué par une réallocation des ménages entre les entreprises. Une fraction de ménages est licenciée et réaffectée à une autre entreprise. Le salaire, auquel les ménages sont employés, dépend alors des conditions sur le marché du travail, c'est-à-dire de la nature du choc agrégé au moment où le choc de réallocation se produit. Lorsque le choc agrégé est défavorable l'employé est embauché à un salaire moindre. Comme les licenciements sont plus fréquents lors des récessions, les fluctuations macroéconomiques accroissent la variance et la persistance du risque idiosyncrasique de revenu. Sous ces hypothèses, le coût des fluctuations macroéco-

nomiques est élevé, compris entre $1,37\%$ et $4,4\%$ de consommation selon le degré de patience du ménage et son aversion au risque. Toutefois, l'élimination des fluctuations macroéconomiques conduit à l'élimination complète du risque idiosyncrasique. Il est alors difficile de dire si l'ampleur du coût est intégralement imputable aux fluctuations macroéconomiques. C'est la raison pour laquelle Krebs [2005] se propose de reconsidérer le coût des fluctuations macroéconomiques dans un modèle où le risque idiosyncrasique de revenu correspond à un risque de changement d'emploi auquel est associé une perte de salaire. La perte de salaire occasionnée par le changement de travail devient acyclique suite à l'élimination des fluctuations macroéconomiques. Krebs [2005] montre que les gains de consommation sont potentiellement importants compris entre $0,612\%$ et $6,01\%$ selon la valeur de l'aversion au risque.

La perte de salaire qu'occasionne le choc idiosyncrasique de revenu peut être permanente. Une baisse de revenu aujourd'hui peut conduire à une baisse du revenu espéré dans les années futures. Dans ce cas, il est plus difficile de se prémunir contre la perte de revenu puisqu'elle n'est pas transitoire. De plus, les études susmentionnées ignorent l'impact des fluctuations macroéconomiques sur la croissance économique. C'est la raison pour laquelle Krebs [2003] s'applique, dans le cadre d'un modèle de croissance endogène, à réévaluer le coût des fluctuations macroéconomiques. L'analyse quantitative indique que les gains en bien-être issus de l'élimination des fluctuations macroéconomiques sont bien plus élevés que ceux mis en exergue par Lucas [1987]. Le coût des fluctuations macroéconomiques s'élève respectivement à $3,21\%$ et $7,5\%$ de la consommation selon la sévérité des fluctuations macroéconomiques. Toutefois, une partie non négligeable du gain de consommation provient du gain de croissance économique.

Si l'ensemble de ces travaux indique que l'élimination des fluctuations macroé-

conomiques est souhaitable du point de vue du bien-être, le résultat auquel Gomes, Greenwood et Rebelo [2001] aboutissent fait exception. Ces derniers montrent que l'élimination de fluctuations macroéconomiques peut réduire le bien-être de l'économie. L'analyse est menée dans un modèle de recherche d'emploi. A l'image de Krusell et Smith [1999, 2002], le risque de revenu correspond à un risque de chômage. Lorsque le risque agrégé est plus important, le coût d'opportunité de la recherche s'accroît. Les ménages sont moins disposés à rechercher une opportunité d'emploi plus productive (1er effet). Cependant, lorsque le risque agrégé s'accroît des opportunités de production donnant lieu à un rendement plus élevé en termes de salaire peuvent alors se présenter. Cela rend la recherche plus attractive. Par conséquent, le nombre de ménages à la recherche d'une opportunité de production augmente ($2^{\text{ème}}$ effet). L'analyse révèle que le premier effet l'emporte sur le second. Au total moins de ménages sont en situation de recherche lorsque le risque agrégé augmente. Il y a alors davantage de travailleurs, ce qui accroît le bien-être de l'économie. Il apparaît alors que l'élimination du risque agrégé conduit à une réduction du bien-être.

2 Problématique et plan de la thèse

2.1 Problématique

Notre thèse a pour ambition de tenir compte du comportement d'épargne de précaution lors de l'évaluation de quatre instruments de politiques économiques que sont les impôts progressifs sur le revenu et sur les successions, l'assurance chômage et la dette publique.

Les différents amendements apportés au modèle à agents hétérogènes pour qu'il produise une distribution des richesses en accord avec les données suggèrent que l'inégalité de richesse est en partie le résultat de l'accumulation pour les motifs de

précaution et de legs. Ce constat invite à s'interroger quant à la forme que doit revêtir l'impôt pour réduire l'inégalité de richesse ? Il semble que les impôts progressifs sur le revenu et sur les successions soient indiqués pour remplir cet objectif. L'impôt sur les successions vise à amputer le stock de capital au moment de la transmission. L'impôt sur le revenu limite les flux d'accumulation. S'il existe un certain nombre de travaux qui tentent d'apprécier leur impact tant du point de vue de l'efficacité que de l'inégalité (Castaneda, Diaz-Gimenez et Rios-Rull [1998, 2003], Direr et Weitzenblum [2006]) aucun élément de comparaison entre la progressivité de l'impôt sur le revenu et celle de l'impôt sur les successions n'est fourni. C'est à cette première problématique que la thèse se propose d'apporter des éléments de réponse.

Cahuc et Lehmann [2000] reconsidèrent l'impact de la dégressivité de l'allocation chômage à la lumière de son effet sur le taux de chômage et le critère de justice Rawlsien. Ils montrent que l'introduction d'un profil décroissant des allocations chômage, s'il permet de réduire le taux de chômage, détériore le bien-être du ménage le plus démuni de l'économie. L'analyse de Cahuc et Lehmann [2000] supposent que les ménages ne peuvent épargner. Si les ménages sont averses au risque idiosyncrasique de chômage, ils vont chercher à se prémunir contre les variations que leur revenu peut accuser en se constituant un stock d'épargne de précaution. Ce mécanisme n'est donc pas neutre quant à l'évaluation de la dégressivité. D'ailleurs, ce comportement est avancé pour expliquer la hausse concomitante du taux de chômage et du taux d'épargne en France pendant les années 1990 (Bonnet et Dubois [1995]). Il convient donc de reconsidérer l'impact de la décroissance des allocations chômage sur le taux de chômage et le critère de Rawls en présence d'épargne de précaution. Peut-on introduire un profil décroissant des allocations chômage sans qu'il nuise au ménage le plus mal loti ? Telle est la seconde question auquelle cette thèse se propose de

répondre.

Enfin, les travaux qui ont cherché à évaluer l'impact de la dette publique indiquent que cette dernière est neutre (Ricardo [1951a,1951b], Barro [1979]), ou que son introduction n'est pas souhaitable en raison de l'éviction du capital physique qu'elle induit (Bernheim [1989]). Cependant, leurs analyses s'inscrivent dans le cadre de modèles où les marchés d'assurance sont complets. L'incomplétude des marchés d'assurance et l'existence d'une contrainte d'endettement à l'origine d'une épargne de précaution invitent à reconsidérer l'impact de la dette publique (Aiyagari et McGrattan [1998]). Parce qu'elle offre un moyen additionnel aux ménages de lisser leur consommation et desserre la contrainte de crédit des ménages, son introduction est bénéfique. Si l'analyse de Aiyagari et McGrattan [1998] réaffirme le rôle positif de l'endettement de l'Etat, elle ignore une source non négligeable d'exacerbation du risque idiosyncrasique de revenu non assurable qu'est le risque agrégé. L'accroissement de l'importance du chômage et de sa durée risque, lors des périodes de récession, d'entamer la capacité assurantielle de l'épargne de précaution. En outre, la possibilité de se constituer une épargne de précaution dépend des fluctuations du taux d'intérêt. L'occurrence de faibles taux d'intérêt durant les périodes de récession rend la constitution d'une épargne de précaution plus difficile car plus coûteuse. Il semble que, dans un tel contexte, l'introduction de la dette publique ait un rôle plus important à jouer. Il convient alors de reconsidérer l'impact de la dette en présence d'un risque au niveau macroéconomique. C'est à cette dernière problématique que la thèse s'efforce de contribuer.

2.2 Plan

La thèse s'organise de la façon suivante. Le premier chapitre a pour objet de présenter le modèle à agents hétérogènes, c'est-à-dire d'offrir un point d'ancrage

aux trois autres chapitres. Il s'agit dans un premier temps de présenter les éléments d'ordre méthodologique propres au comportement d'épargne de précaution. Le comportement d'accumulation de richesse du ménage lorsqu'il est exposé à un risque non assurable de revenu est caractérisé. Le cadre théorique dans lequel l'analyse est conduite est celui défini par Bewley [1980, 1983], Huggett [1993] et Aiyagari [1994]. Le risque idiosyncrasique de revenu rend incertain la chronique des revenus futurs. En l'absence de marchés d'assurance complets, le ménage qui subit une contrainte d'endettement épargne alors au delà de ce qu'il ferait dans un monde où les marchés sont complets. Le comportement d'épargne dépend de sa situation sur le marché du travail. Lorsque le ménage se trouve dans une situation favorable (c'est-à-dire lorsque son revenu est élevé), il accroît son stock d'épargne jusqu'à atteindre une certaine limite qui est endogène. En revanche, lorsque la situation sur le marché du travail est défavorable au ménage (c'est-à-dire lorsque son revenu est faible), il désaccumule. L'abandon de l'hypothèse de marchés complets introduit alors une hétérogénéité dans la distribution des richesses et donc de la consommation. En effet, si les ménages sont *ex ante* identiques, ils deviennent *ex post* hétérogènes dans leur niveau d'actif et de consommation. En raison d'histoires passées sur le marché du travail différentes, les décisions d'épargne diffèrent d'un ménage à l'autre. En outre, parce que les ménages disposent de niveaux de richesse différents, les décisions d'épargne ne sont pas identiques. Dans ce cadre, la demande de consommation et l'épargne ne correspondent plus au choix d'un ménage représentatif mais résulte de l'agrégation des épargnes et demandes de consommation individuelles.

Le second chapitre, issu d'une collaboration avec Jean-Olivier Hairault, offre une analyse quantitative de l'impact de la progressivité de l'impôt sur le revenu et de celle de l'impôt sur les successions tels qu'ils existent aujourd'hui en France sur l' in-

égalité de richesse. La contribution de ce chapitre réside dans l'analyse comparative de l'impôt progressif sur le revenu et de l'impôt progressif sur les successions qu'il propose. Le chapitre met à profit les enseignements de la littérature sur la distribution des richesses. Un modèle à agents hétérogènes prenant en compte les principaux motifs d'accumulation est construit. Le risque individuel de revenu correspond à un risque de salaire. Le système de retraite est explicitement modélisé. Le ménage est supposé altruiste. Il évalue le montant de legs qu'il désire laisser à l'aune du bien-être qu'il procure à sa descendance. Les décisions d'épargne du ménage intègrent les besoins d'épargne de ses descendants. Ces choix de modélisation permettent de reproduire les inégalités observées en France en matière de salaire, de revenu et de richesse. Pour apprécier la contribution respective de la progressivité de l'impôt sur le revenu et de celle de l'impôt sur les successions à la réduction de l'inégalité de richesse, les impôts sur le revenu et sur les successions deviennent chacun à leur tour proportionnel. Le poids des impôts sur le revenu et sur les successions dans le produit est maintenu constant. Il ressort de l'analyse que les progressivités de l'impôt sur le revenu et sur les successions, telles qu'elles existent en France, contribuent à réduire l'inégalité de richesse dans des proportions relativement proches. Toutefois, les mécanismes à l'oeuvre diffèrent. Alors que la progressivité de l'impôt sur le revenu réduit l'accumulation des plus riches, la progressivité de l'impôt sur les successions n'affecte que faiblement à la baisse l'accumulation. La progressivité de l'impôt sur le revenu influence significativement l'accumulation de capital à la différence de celle sur les successions. La progressivité de l'impôt sur le revenu réduit le niveau du risque de revenu. L'accumulation de capital répond en partie à un motif d'assurance contre le risque de revenu et est alors moins nécessaire. En revanche, la progressivité de l'impôt sur les successions ne participe que très modestement à

réduire le risque de revenu. L'épargne de précaution en conséquence ne diminue que faiblement. Néanmoins, la progressivité de l'impôt sur les successions, outre le fait qu'elle accroît le montant des droits de successions des plus riches, affecte le comportement d'épargne des ménages les plus pauvres. Ces derniers se mettent à épargner dès lors que l'impôt devient progressif. L'inégalité de richesse s'en trouve diminuée par ce mécanisme. De ce point de vue la progressivité de l'impôt sur les successions s'avère souhaitable : elle améliore la situation patrimoniale des ménages pauvres. Toutefois, la progressivité de l'impôt sur les successions s'est avérée inefficace au regard de l'inégalité de revenu à la différence de la progressivité de l'impôt sur le revenu. La progressivité de l'impôt sur les successions semble plus confinée dans le champ de la richesse alors que la progressivité de l'impôt sur le revenu permet une réduction des inégalités de revenu et de richesse au prix d'un affaiblissement de l'accumulation de capital.

Le troisième chapitre reconsidère l'arbitrage entre efficacité et égalité en matière d'indemnisation du chômage mis en exergue par Cahuc et Lehmann [2000]. Ces derniers indiquent que l'introduction d'un profil décroissant des allocations chômage, s'il permet de réduire le taux de chômage, détériore la situation du ménage le plus démuni de l'économie (le chômeur de long terme). La perte de bien-être est d'autant plus élevée que le salaire est endogène et le taux de chômage baisse moins. L'originalité de ce chapitre est de montrer que, lorsque les ménages ont accès aux marchés financiers, il est possible de réduire le conflit d'objectif entre efficacité et égalité par l'introduction d'un profil des allocations chômage à deux paliers. L'analyse est menée dans un modèle de recherche d'emploi avec épargne de précaution, étalonné sur données françaises. Le versement de l'allocation chômage est initialement supposé inconditionnel, c'est-à-dire indépendant du nombre de périodes passées au chômage

et illimité dans le temps comme dans Hansen et Imrohoroglu [1992]. Le salaire est supposé exogène. La recherche du niveau optimal des allocations chômage fondé sur les critères de bien-être social utilitariste et rawlsien permet de quantifier l'arbitrage entre efficacité et égalité. La fixation du ratio de remplacement de l'allocation chômage à son niveau optimal rawlsien (situation rawlsienne optimale) améliore sensiblement la situation du ménage le plus mal loti mais au prix d'un accroissement du taux de chômage. En outre, l'individu moyen subit une perte de consommation permanente. Un profil des allocations chômage à deux paliers est alors considéré. On montre que le système d'indemnisation du chômage qui consiste à mettre en place durant une courte période une allocation chômage plus généreuse que dans la situation rawlsienne optimale (1^{er} palier) relayée par une allocation moins généreuse par rapport à la situation rawlsienne optimale ($2^{\text{ème}}$ palier) restaure de l'efficacité sans que le ménage le plus mal loti de l'économie en souffre. Ce résultat est attribuable à un changement de profil temporel de l'épargne et à une augmentation de l'effort de recherche d'emploi. L'existence d'une période d'indemnisation en début de chômage qui assure au ménage nouvellement chômeur un revenu proche de celui qu'il perçoit lorsqu'il est employé rend moins nécessaire l'épargne de précaution. L'employé détient alors moins de richesse. L'effort d'épargne est différé dans le temps au moment où il sera chômeur de court terme. Le chômeur en début de période de chômage se met alors à épargner, ce qu'il ne faisait pas lorsque l'allocation était constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien. Lorsque l'épisode de chômage se prolonge, le chômeur peut alors puiser dans cette épargne pour soutenir sa consommation. Parce que la réduction de la générosité de l'allocation chômage intervient dans un délai relativement court et que la chute de revenu qu'elle occasionne est importante, le chômeur de court terme est incité à produire un effort de recherche

plus conséquent par rapport à la situation rawlsienne optimale. Pour ces raisons, l'allocation chômage de début de période n'a pas eu d'effets désincitatifs. Il s'ensuit une baisse du taux de chômage.

Enfin la contribution du dernier chapitre, issu d'une collaboration avec Sumudu Kankanamge, est de tenir compte de l'existence de fluctuations macroéconomiques lors de l'évaluation du niveau optimal de la dette publique. Le modèle dans lequel l'analyse est conduite est celui de Aiyagari [1994] dans lequel un risque au niveau macroéconomique à l'image de Krusell and Smith [1998] est introduit. Les ménages sont exposés à un risque de chômage non assurable en raison de l'incomplétude des marchés financiers. Le taux de chômage ainsi que sa durée augmentent (diminuent) lors des phases de récession (d'expansion). En outre, il existe un risque de taux d'intérêt et de salaire en raison du choc agrégé de productivité. Afin d'apprécier l'impact de l'introduction des fluctuations macroéconomiques sur le niveau optimal de la dette, ce dernier est aussi déterminé dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques. Ce chapitre suggère qu'il convient de réviser à la hausse le niveau optimal de dette publique en présence de fluctuations macroéconomiques. Dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques, le niveau optimal de dette est égal à 30% du produit. Si en moyenne l'introduction de la dette est désirable, son impact diffère suivant la catégorie de ménage que l'on considère. L'introduction de la dette profite principalement aux ménages riches car elle augmente le taux d'intérêt. Lorsque le taux d'intérêt est fixe, l'introduction de la dette se traduit uniquement par une hausse du taux d'imposition. Les ménages riches ne bénéficient plus de l'augmentation du taux d'intérêt et souffrent alors de l'introduction de la dette. Le niveau optimal de dette s'établit à 150%[11] du produit

[11] Il s'agit du ratio dette publique sur produit trimestriel. En annuel, ce dernier serait alors de l'ordre de 40%.

lorsque les fluctuations macroéconomiques sont introduites. La perte de consommation qui découle de l'élimination de la dette publique, lorsque cette dernière est fixée à son niveau optimal, est alors 18 fois plus élevée par rapport à l'économie dépourvue de fluctuations macroéconomiques. L'introduction d'un risque au niveau agrégé accroît l'importance du risque de chômage. Les ménages désirent davantage épargner pour le motif de précaution. Cependant, l'existence de périodes de récession durant lesquelles le taux de chômage et sa durée augmentent rend l'épargne de précaution moins effective pour lisser la consommation. En outre, durant les périodes de récession, le taux de rendement de l'épargne et la quantité de capital physique disponible sont plus faibles. L'auto-assurance devient plus coûteuse et plus difficile. Parce que la dette publique offre aux ménages un moyen additionnel de lisser leur consommation et accroît le taux d'intérêt, elle rend moins difficile la constitution d'une épargne de précaution. C'est la raison pour laquelle le niveau optimal de la dette publique est plus élevé.

Chapitre 1

Introduction aux modèles à agents hétérogènes

Introduction

L'objet de ce chapitre est d'offrir un point d'ancrage à la réflexion conduite dans les trois chapitres suivants. Autrement dit ce premier chapitre se propose d'exposer les fondements microéconomiques des interactions entre le comportement d'épargne des agents et le risque idiosyncrasique de revenu, sous jacent au modèle à agents hétérogènes. Une première étape consiste alors à comprendre comment la prise en compte d'un risque idiosyncrasique de revenu et d'une contrainte d'endettement affecte le comportement d'épargne des ménages en l'absence de marchés complets. Pour ce faire, une présentation du modèle à agents hétérogènes que l'on doit à Bewley [1980, 1983] est proposée. L'hypothèse d'incomplétude des marchés couplée à celle de l'existence d'une contrainte d'endettement conduit le ménage à épargner pour le motif de précaution. Les ménages qui sont *ex ante* identiques deviennent *ex post* hétérogènes. Ils se distinguent par leur niveau d'actifs en raison des trajectoires différentes qu'ils connaissent sur le marché du travail. L'hétérogénéité des richesses, qui en découle, transcrit alors des différences de salaire et de revenu (en cela elle rend compte d'une certaine façon de l'inégalité de salaire et de revenu) mais aussi des différences de comportement en matière d'accumulation. La caractérisation du comportement d'épargne que l'on doit à Schechtman et Escudero [1977] et Aiyagari [1994] révèle que le comportement d'épargne de l'agent dépend de sa situation sur le marché du travail. Lorsque l'agent se trouve dans une situation favorable (son revenu est élevé), il accroît son stock d'épargne jusqu'à atteindre une certaine limite qui est endogène. En revanche, lorsque la situation sur la marché du travail est défavorable à l'agent (son revenu est faible), il désaccumule. Dans ce cadre, la demande de consommation et l'offre d'épargne ne correspondent plus au choix d'un ménage représentatif mais résulte de l'agrégation des offres d'épargne et des demandes de

consommation individuelles.

Le chapitre s'organise de la façon suivante. La première section définit le cadre théorique du modèle à agents hétérogènes. La seconde section se propose de caractériser les règles de décision des agents. La troisième section présente le concept de distribution stationnaire. La quatrième section définit l'équilibre général dans le cadre d'une économie de production. Enfin la dernière section présente le principe de résolution du modèle à agents hétérogènes.

1 Cadre de référence

Ce premier paragraphe a pour objet de présenter le cadre théorique dans lequel s'inscrit chacun des trois chapitres suivants. Cette présentation s'inspire largement de celle de Aiyagari [1994] et de Ljungqvist et Sargent [2000].

1.1 Présentation

On considère un ménage dont la durée de vie est infinie. Il tire sa satisfaction de la consommation d'un bien unique. Les prix sont exogènes. La dotation de travail est stochastique et est modélisée par une chaîne de Markov. Les probabilités de transition de la chaîne sont notées $\pi(s', s) = \Pr(s_{t+1} = s'/s_t = s)$. Elles indiquent la probabilité que l'agent dans l'état s à la date t soit dans l'état s' à la date $t + 1$. La matrice π qui décrit les transitions sur le marché du travail repose uniquement sur l'observation de l'état présent :

$$Pr(s_{t+1} = s'/s_t = s) = Pr(s_{t+1} = s'/s_t, s_{t-1}, s_{t-2,\ldots,})$$

avec $s \in S$ l'ensemble des états possibles sur le marché du travail.

Les ressources du ménage sont constituées du revenu du travail ws_t, de son stock d'actifs a_t de début de période qui lui rapporte un rendement certain r et du

revenu du capital ra_t. Le ménage épargne à hauteur de a_{t+1}. Sa consommation vaut c_t. La détention d'un stock d'actifs lui permet de transférer tout ou partie de sa richesse dans le futur. Le ménage peut alors puiser dans ce stock chaque fois que la réalisation des évènements idiosyncrasiques lui est défavorable. Cela lui permet de lisser son revenu et donc sa consommation. En outre, l'agent subit une contrainte d'endettement qui lui interdit d'emprunter au delà de ϕ. On dit que le ménage est contraint sur ses liquidités lorsqu'il bute sur cette contrainte. Le ménage détermine conjointement la chronique de consommation $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ et d'actifs $\{a_t\}_{t=0}^{\infty}$ qui maximise son flux espéré d'utilité actualisé au taux β tout en respectant ses contraintes de budget et d'endettement. Le programme de maximisation que résout le ménage est alors le suivant :

$$\underset{c_t,\, a_{t+1}}{Max}\, E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \tag{1.1}$$

sous les contraintes respectives de budget, de non-négativité de la consommation et d'endettement :

$$c_t + a_{t+1} = ws_t + (1+r)a_t \tag{1.2}$$

$$c_t \geq 0 \tag{1.3}$$

$$a_{t+1} \geq -\phi \tag{1.4}$$

où a_t et $a_{t+1} \in [-\phi; +\infty[$

U désigne la fonction d'utilité instantanée que l'on suppose concave et strictement croissante. La fonction d'utilité U vérifie les conditions d'Inada :

$$\begin{aligned} \lim_{c_t \to 0^+} U'(c_t) &= \infty \\ \lim_{c_t \to \infty} U'(c_t) &= 0^+ \end{aligned}$$

Pour déterminer la somme maximale ϕ que le ménage peut emprunter, il suffit d'imposer que le ménage soit en mesure, à la fin des temps, de rembourser le montant

emprunté actualisé au taux d'intérêt r ce qui se traduit par :

$$\lim_{t\to\infty}\frac{a_t}{(1+r)^t}\geq 0 \tag{1.5}$$

Lorsque l'on itère la contrainte budgétaire vers le futur, celle-ci se réécrit de la façon suivante :

$$\sum_{i=0}^{\infty}\frac{c_{t+i}}{(1+r)^i}+\lim_{t'\to\infty}\frac{a_{t'}}{(1+r)^{t'}}=\sum_{i=0}^{\infty}\frac{ws_{t+i}}{(1+r)^i}+(1+r)a_t \tag{1.6}$$

En utilisant les contraintes (1.3), (1.5) et l'égalité (1.6), on obtient l'inégalité suivante :

$$a_t\geq -\frac{1}{(1+r)}\sum_{i=0}^{\infty}\frac{ws_{t+i}}{(1+r)^i} \tag{1.7}$$

L'inégalité (1.7) indique que l'agent ne peut emprunter au delà d'un montant qui correspond à la somme des revenus du travail futurs actualisés au taux r, quelle que soit la réalisation des évènements idiosyncrasiques s. Si le pire scénario se produit, c'est-à dire si la dotation travail du ménage vaut à chaque période $s_{\min}$ où $s_{\min}=\min S$, alors le ménage ne pourra s'endetter au delà de Φ :

$$\begin{aligned}\Phi &= -\frac{1}{(1+r)}\sum_{i=0}^{\infty}\frac{ws_{\min}}{(1+r)^i}\\ &= -\frac{ws_{\min}}{(1+r)}\lim_{i\to\infty}\frac{1-(\frac{1}{1+r})^i}{1-\frac{1}{1+r}}\\ &= -\frac{ws_{\min}}{(1+r)}\times\frac{1}{1-\frac{1}{1+r}}\end{aligned}$$

Or :

$$\frac{1}{1+r}<1$$

Il s'ensuit :

$$\Phi=-\frac{ws_{\min}}{r}$$

On en déduit que le montant au delà duquel le ménage ne peut s'endetter vaut $-\frac{ws_{\min}}{r}$.

Finalement, la contrainte d'endettement est de la forme :

$$a_t \geq -\phi \text{ où } \phi \equiv \min\left\{b, \frac{ws_{min}}{r}\right\}$$

Le cas où $\phi = b$ correspond au cas où la limite d'endettement est fixée de façon *ad hoc*. Cela peut être par exemple $b = 0$ qui correspond au cas où le ménage ne peut pas emprunter. Nous reviendrons ultérieurement sur l'importance que revêt cette hypothèse.

Le programme (1.1) dans lequel on introduit la contrainte budgétaire (1.2), écrit sous sa forme récursive (équation de Bellman), devient :

$$v(a_t, s_t) = \underset{a_{t+1}}{Max}\{U(ws_t + (1+r)a_t - a_{t+1}) + \beta E\left[v(a_{t+1}, s_{t+1})/(a_t, s_t)\right]\} \qquad (1.8)$$

sous les contraintes (1.3) et (1.4).

La solution de ce programme est une fonction qui indique le choix optimal d'épargne de demain $a_{t+1} = g(a_t, s_t)$ quels que soient le statut sur le marché du travail s_t et le stock d'actifs a_t de début de période c'est-à-dire en fonction des variables d'état du ménage. La consommation se déduit de la règle de décision $a_{t+1} = g(a_t, s_t)$ et de la contrainte budgétaire (1.2). Si on note $W_t = ws_t + (1+r)a_t$ les ressources totales du ménage, on a alors $c_t = W_t - g(a_t, s_t)$.

1.2 Le cadre particulier de Aiyagari [1994]

L'existence de deux variables d'état rend la résolution analytique du programme (1.8) moins aisée. Pour rendre plus tractable l'analyse de celui-ci, Aiyagari [1994][1] propose de définir les ressources de l'agent z_t en fonction du stock d'actifs augmenté

[1] Aiyagari [1994a] se place dans le cadre particulier d'une économie de production (l'actif détenu par le ménage correspond à du capital physique).

du montant qu'il est autorisé d'emprunter, que l'on note $\widehat{a}_t$. On a alors :

$$z_t = ws_t + (1+r)\widehat{a}_t - r\phi \tag{1.9}$$

$$\widehat{a}_t = a_t + \phi \tag{1.10}$$

Sous ces hypothèses, les contraintes de budget (1.2) et d'endettement (1.4) deviennent respectivement :

$$c_t + \widehat{a}_{t+1} = z_t \tag{1.11}$$

$$\widehat{a}_{t+1} \geq 0 \tag{1.12}$$

La contrainte de non négativité de la consommation (1.3) reste inchangée.

Le programme, écrit sous sa forme récursive, que résout l'agent est alors le suivant :

$$v(z_t, s_t) = \underset{\widehat{a}_{t+1} \geq 0}{Max} \left\{ U(z_t - \widehat{a}_{t+1}) + \beta E_t \left[v(z_{t+1}, s_{t+1}) \right] \right\} \tag{1.13}$$

où E désigne l'opérateur espérance conditionnelle.

sous les contraintes de budget (1.11), de ressources (1.9) écrit en $t+1$: $z_{t+1} = ws_{t+1} + (1+r)\widehat{a}_{t+1} - r\phi$ et d'endettement (1.12).

La solution de ce programme est une fonction qui dépend des variables d'état que sont les ressources z_t et le statut sur le marché du travail s_t. Elle est de la forme :

$$\widehat{a}_{t+1} = f(z_t, s_t)$$

Aiyagari [1994] suppose dans un second temps que le risque idiosyncrasique de revenu est identiquement et indépendamment distribué (i.i.d.) afin de dériver analytiquement les propriétés du comportement d'épargne. Cela signifie que l'information à la date t, c'est à dire la connaissance de la situation sur le marché du travail donnée par la variable s_t, ne peut aider l'agent pour prévoir son statut sur le marché du travail à la période $t+1$. L'intérêt d'une telle approche est qu'il suffit alors d'une

seule de règle de décision pour décrire le comportement d'accumulation du ménage. Autrement dit, le nombre de variables d'état se réduit à 1 et se résume à z_t.

Sous l'hypothèse que la variable s_t est i.i.d., le programme (1.13), écrit sous sa forme récursive, que résout le ménage devient :

$$v(z_t) = \underset{\widehat{a}_{t+1} \geq 0}{Max} \left\{ U(z_t - \widehat{a}_{t+1}) + \beta E_t \left[v(z_{t+1}) \right] \right\} \tag{1.14}$$

sous les contraintes de budget (1.11), de ressources (1.9) écrite en $t+1$: $z_{t+1} = ws_{t+1} + (1+r)\widehat{a}_{t+1} - r\phi$ et d'endettement (1.12).

La variable s_t a disparu de l'espérance conditionnelle et de la fonction valeur puisqu'elle n'apporte aucune information supplémentaire sur la variable z_{t+1}. La solution du programme (1.14) est de la forme :

$$\widehat{a}_{t+1} = f(z_t)$$

La consommation se déduit de la règle de décision $\widehat{a}_{t+1} = f(z_t)$ et de la contrainte budgétaire (1.11).

Nous ferons, lorsque cela est nécessaire, référence à ce cadre particulier pour caractériser le comportement d'épargne et de consommation. Il convient de souligner que le cadre de référence proposé ne fait aucune hypothèse quant au choc idiosyncrasique de revenu si ce n'est qu'il est modélisé par une chaîne de Markov.

2 Règles de décision

Le présent paragraphe a pour objet de présenter les propriétés du choix optimal d'épargne et de consommation du ménage dans le modèle à agents hétérogènes. Lorsque les marchés sont incomplets, le ménage qui subit une contrainte d'endettement ne peut que partiellement s'assurer contre les risques idiosyncrasiques de

revenu en accumulant un actif dont la rémunération est certaine. En effet, en raison de l'incomplétude des marchés, il n'existe pas autant d'actifs contingents que d'états de la nature, c'est-à-dire qu'il n'existe pas autant de titres financiers que de risques sur le marché du travail. La constitution d'une épargne au motif de précaution découle alors de l'hypothèse conjointe d'incomplétude des marchés et de contrainte d'endettement[2]. Parce le risque idiosyncrasique de revenu rend incertain la chronique des revenus futurs, les agents averses au risque souhaitent lisser leur consommation. L'existence d'une contrainte de liquidité empêche les ménages d'emprunter autant qu'ils le désireraient. Ils sont alors enclins à épargner au delà de ce qu'ils feraient dans un environnement certain.

2.1 Equation d'Euler

La résolution des conditions du premier ordre du programme de maximisation (1.8) permet d'isoler la condition d'Euler à partir de laquelle nous mettons en exergue les propriétés des comportements de consommation et d'épargne du ménage :

$$U'(c_t) \geq \beta E_t \left[U'(c_{t+1})(1+r)\right] \ si \ a_{t+1} \geq -\phi \tag{1.15}$$

avec $U'(c_t) = \beta E_t \left[U'(c_{t+1})(1+r)\right]$ si $a_{t+1} > -\phi$ et E_t l'opérateur espérance conditionnelle.

Ce résultat va alors permettre de caractériser les comportements de consommation et d'épargne. Il apparaît que ces derniers dépendent du taux d'intérêt r et du facteur d'actualisation $\beta = \dfrac{1}{1+\rho}$ où ρ désigne le taux de préférence pour le présent.

Chamberlain et Wilson [2000] puis Ljunqvist et Sargent [2000] montrent que l'étude de la condition d'Euler qui doit permettre la caractérisation du comporte-

[2] Huggett et Spinoza [2000] ont montré qu'il n'est pas nécessaire de supposer que la dérivée troisième de la fonction d'utilité soit positive pour que le caractère incertain du revenu futur suscite une épargne qualifiée de précaution comme le démontrait Leland [1968].

ment d'épargne et de consommation revient à l'étude du comportement limite de la variable aléatoire M_t qui vérifie[3] :

$$M_t = [\beta(1+r)]^t U'(c_t) \tag{1.17}$$

avec :

$$[\beta(1+r)]^t U'(c_t) \underset{p.s.}{\rightarrow} M \tag{1.18}$$

Résoudre la condition d'Euler (1.15) revient alors à discuter de la convergence de $U'(c_t)$ selon les valeurs de $\beta(1+r)$ puisque la convergence de la suite M_t est assurée.

2.2 Comportements de consommation et d'épargne

Trois cas sont à distinguer suivant la valeur du taux d'intérêt par rapport au taux de préférence pour le présent.

2.2.1 1^er cas : $\beta(1+r)>1$

Ce cas correspond à la situation où le taux d'intérêt est supérieur au taux de préférence pour le présent :

$$\beta(1+r) > 1 \Longleftrightarrow \frac{1+r}{1+\rho} > 1 \Longleftrightarrow r > \rho$$

Dans ce cas, le ménage souhaite reporter sa consommation dans le futur. Il désire accumuler indéfiniment l'actif sans risque qui rapporte un rendement certain r car il valorise davantage la consommation future que la consommation présente.

[3] On peut alors réécrire la condition d'Euler (1.15) en fonction uniquement de la variable aléatoire M_t :

$$[\beta(1+r)]^t U'(c_t) \geq [\beta(1+r)]^t E_t\left[U'(c_{t+1})\beta(1+r)\right] \ si\ a_{t+1} \geq -\phi$$

soit

$$M_t \geq E_t(M_{t+1}) \Longleftrightarrow E_t(M_{t+1} - M_t) \leq 0 \tag{1.16}$$

L'inégalité (1.16) qui en découle indique que la variable aléatoire M_t est une super martingale. D'après le théorème de convergence d'une super martingale, celle-ci converge vers une variable aléatoire M non négative car M_t est non négative.

La consommation et l'épargne accusent en conséquence un profil croissant dans le temps.

Formellement cela se démontre de la façon suivante :

$$\beta(1+r) > 1 \Longrightarrow \lim_{t\to\infty} [\beta(1+r)]^t = \infty$$

La convergence de la variable aléatoire M_t vers la variable aléatoire M est alors assurée si $U'(c_t)$ converge presque sûrement vers zéro. D'après la condition d'Inada :

$$\lim_{c_t\to\infty} U'(c_t) = 0^+$$

On en déduit que la consommation tend vers l'infini, ce qui n'est possible que si l'épargne elle même tend vers l'infini.

2.2.2 2ème cas : β(1+r)=1

Ce cas correspond à la situation où le taux d'intérêt est égal au taux de préférence pour le présent :

$$\beta(1+r) = 1 \Longleftrightarrow \frac{1+r}{1+\rho} = 1 \Longleftrightarrow r = \rho$$

Le ménage valorise alors de la même façon la consommation future et la consommation présente. Dans ce cas, il n'est pas coûteux pour le ménage d'épargner une unité supplémentaire d'actif. Le ménage désirera épargner à l'infini en raison du risque idiosyncrasique qui pèse sur la chronique de ses revenus du travail futurs.

Pour le prouver, il convient de se placer dans le cadre particulier de Aiyagari [1994] qui consiste à supposer que le choc idiosyncrasique de revenu est i.i.d.. Aiyagari [1994] a recours a un raisonnement par l'absurde pour montrer que dans ce cas l'épargne tend vers l'infini. Aussi suppose-t-il que l'épargne du ménage est finie. Sous cette hypothèse, les ressources totales du ménage devraient être finies et bornées par

$z_{max} = ws_{max} + (1+r)f(z_{max}) - r\phi$ où f n'est autre que la règle de décision de l'épargne solution de l'équation de Bellman (1.14). Par le théorème de l'enveloppe que l'on applique à l'équation de Bellman (1.14) on a :

$$v'(z_t) = U'(z_t - \widehat{a}_{t+1}) \tag{1.19}$$

Par l'hypothèse $\beta(1+r) = 1$ et le résultat du théorème de l'enveloppe (1.19), la condition d'Euler[4] associée à l'équation de Bellman (1.14) se réécrit :

$$v'(z_t) \geq E_t\left[v'(z_{t+1})\right] \ si\ \widehat{a}_{t+1} \geq 0$$

En utilisant l'équation (1.9) et la règle de décision $\widehat{a}_{t+1} = f(z_t)$, l'inégalité ci-dessus devient :

$$v'(z_t) \geq E_t\left[v'(ws_{t+1} + (1+r)f(z_t) - r\phi)\right] \ si\ \widehat{a}_{t+1} \geq 0$$

Si on remplace z_t par $z_{\max}$ on obtient :

$$v'(z_{max}) \geq E_t\left[v'(ws_{t+1} + (1+r)f(z_{max}) - r\phi)\right] \ si\ \widehat{a}_{t+1} \geq 0$$

il s'ensuit en raison de la concavité de v :

$$E_t\left[v'(ws_{t+1} + (1+r)f(z_{max}) - r\phi)\right] > \left[v'(ws_{max} + (1+r)f(z_{max}) - r\phi)\right] = v'(z_{max})$$

On aboutit à la contradiction que :

$$v'(z_{max}) > v'(z_{max})$$

L'épargne du ménage tend vers l'infini.

[4] Dans le cas particulier de Aiyagari [1994a], la condition d'Euler est la suivante :

$$U'(c_t) \geq \beta E_t\left[U'(c_{t+1})(1+r)\right] \ si\ \widehat{a}_{t+1} \geq 0$$

2.2.3 3ème cas : $\beta(1+r)<1$

Ce cas correspond à la situation où le taux d'intérêt est inférieur au taux de préférence pour le présent :

$$\beta(1+r) < 1 \Longleftrightarrow \frac{(1+r)}{1+\rho} < 1 \Longleftrightarrow r < \rho$$

Dans ce cas, il est coûteux pour le ménage d'épargner puisqu'il valorise davantage la consommation courante que la consommation future. Cependant, l'absence de marchés complets couplée à l'hypothèse que le ménage ne peut emprunter au delà d'un montant ϕ le conduit à épargner un montant fini. En revanche, il n'est pas possible de dire dans quelle proportion. Le montant qu'épargne le ménage dépendra de l'écart entre le taux d'intérêt r et le taux de préférence pour le présent ρ. Plus le taux d'intérêt se rapproche du taux de préférence pour le présent moins l'accumulation est coûteuse. L'épargne constituée pour le motif de précaution est en conséquence plus importante. A l'inverse, plus le taux d'intérêt est éloigné du taux de préférence pour le présent et moins le ménage détient d'épargne car son acquisition est très coûteuse. L'existence d'une limite à l'accumulation dépend donc de la différence entre le taux de préférence pour le présent ρ et le taux d'intérêt r.

Formellement, ce résultat se déduit ainsi :

$$\beta(1+r) < 1 \Longrightarrow \lim_{t\to\infty} [\beta(1+r)]^t = 0$$

Pour que la variable aléatoire M_t converge presque sûrement vers la variable aléatoire M, il suffit que l'utilité marginale $U'(c_t)$ se comporte comme une variable aléatoire prenant des valeurs finies positives. ceci n'est possible que si $c_t < \infty$.

Ainsi, lorsque le taux d'intérêt est inférieur au taux de préférence pour le présent, l'épargne et la consommation de l'agent sont finies. C'est pourquoi nous nous proposons de caractériser le comportement d'épargne dans ce cas.

2.3 Caractérisation de l'épargne dans le cas où $\beta(1+r)<1$

Dans cette section, on se propose, dans un premier temps, de présenter les propriétés des règles de décision d'épargne. Puis, à titre d'illustration, on se propose de montrer comment les règles de décisions changent suite à une modification de la limite d'endettement, du taux d'intérêt et de l'importance du risque idiosyncrasique de revenu. Pour ce faire, on construit un modèle à agents hétérogènes le plus simple possible étalonné sur données françaises où le risque idiosyncrasique de revenu correspond à un risque de chômage.

2.3.1 Propriétés

Cette section a pour objet de décrire les propriétés de l'épargne et de la consommation lorsque le taux d'intérêt est inférieur au taux de préférence pour le présent. Les propriétés énoncées correspondent à la transposition des résultats de Aiyagari [1993a, 1994a] dans le cadre théorique que nous nous sommes donné. Pour ce faire, on considère le cas où le choc idiosyncrasique de revenu peut prendre deux valeurs dans $S = \{s_{\min}, s_{\max}\}$.

Propriété 1 : La règle d'épargne $a_{t+1} = g(a_t, s_t)$ ainsi que la règle de consommation $c_t = W_t - g(a_t, s_t)$ sont toutes deux des fonctions croissantes du stock d'actifs a_t quelle que soit la valeur prise par la variable s_t.

Propriété 2 : Il existe une valeur $a_{\min}$ de l'actif a_t telle que, pour tout $a_t \leq a_{\min}$, le ménage qui se trouve dans la situation défavorable ($s_t = s_{\min}$) consomme toutes ses ressources. Le ménage s'endette alors à hauteur du montant maximum autorisé ϕ : $a_{t+1} = g(a_t, s_{\min}) = -\phi$.

Les propriétés 1 et 2 découlent de la proposition 3 de Aiyagari [1993a, 1994a].

Proposition 3 (Aiyagari [1993a]) : il existe une valeur de z, notée $\widehat{z} \in]ws_{\min} - r\phi; ws_{\max} - r\phi[$ telle que pour tout $z_t > \widehat{z}$, la fonction d'épargne $\widehat{a}_{t+1} = f(z_t)$ est une fonction croissante de z_t de pente inférieure à l'unité. Il s'ensuit que la consommation $c_t = z_t - g(z_t)$ est aussi une fonction croissante[5] de z_t et de pente inférieure à l'unité. Pour tout $z_t \leq \widehat{z}$ le ménage consomme toutes ses ressources : $c_t = z_t$ et $\widehat{a}_{t+1} = 0$. Le ménage s'endette alors à hauteur du montant maximum autorisé ϕ.

D'après la contrainte de ressources (1.9), z_t est une fonction croissante du stock d'actifs $\widehat{a}_t$. On peut alors affirmer que la fonction d'épargne $\widehat{a}_{t+1} = f(z_t)$ et la fonction de consommation $c_t = z_t - g(z_t)$ sont aussi des fonctions croissantes du stock d'actifs $\widehat{a}_t$ (propriété 1). En outre, la proposition 3 de Aiyagari [1993a] indique que pour tout $z_t \leq \widehat{z}$ le ménage consomme l'intégralité de ses ressources. Puisque $\widehat{z} \in]ws_{\min} - r\phi; ws_{\max} - r\phi[$, les ressources du ménage, dont la réalisation du choc idiosyncrasique de revenu est favorable $s_t = s_{\max}$ et dont le stock d'actifs courant est $\widehat{a}_t = 0$, seront supérieures à $\widehat{z}$. Par conséquent, seul le ménage pour qui le choc idiosyncrasique de revenu est défavorable ($s_t = s_{\min}$) sera susceptible d'avoir des ressources inférieures à $\widehat{z}$. A $\widehat{z}$ correspond donc un niveau d'actifs $\widehat{a}_{\min}$ tel que pour tout stock d'actifs $\widehat{a}_t \in [0; \widehat{a}_{\min}]$ le ménage dans une situation défavorable sur le marché du travail consommera l'intégralité de ses ressources et n'épargnera pas $\widehat{a}_{t+1} = 0$ (propriété 3). Autrement dit, le ménage qui connaît une situation favorable sur le marché du travail ($s_t = s_{\max}$) consacrera toujours une partie de ses ressources à l'épargne.

Propriété 3 : Pour tout $a_t > -\phi$, $a_{t+1} = g(a_t, s_{\min}) < a_t$. Cela signifie que le ménage dont la réalisation du choc est défavorable ($s_t = s_{\min}$) désépargnera quel que soit son stock d'actifs.

[5] On sait que $c_t = z_t - g(z_t)$. On en déduit : $\dfrac{dc_t}{dz_t} = 1 - g'(z_t)$. Or $0 < g'(z_t) < 1$. D'où $0 < \dfrac{dc_t}{dz_t} < 1$.

Propriété 4 : Il existe une valeur $a_{\max}$ de l'actif a_t telle que pour tout $a_t \geq a_{\max}$ le ménage qui se trouve dans la situation favorable ($s_t = s_{\max}$) cesse d'accumuler : $a_{t+1} = g(a_t, s_{\max}) \leq a_t$.

Les propriétés 3 et 4 découlent de la proposition 4[6] de Aiyagari [1993a, 1994a].

Proposition 4 (Aiyagari [1993a]) : il existe une valeur des ressources $z^* < \infty$ telle que pour tout $z_t \geq z^*$:

$$z_{t+1} \leq z_t \tag{1.20}$$

Cela signifie que l'accumulation de ressources au delà d'un certain niveau de ressources cesse quelle que soit la situation sur le marché du travail. Autrement dit, l'accumulation de l'actif cesse au delà d'un certain niveau de stock d'actifs. Il existe donc une valeur $\widehat{a}_{\max}$ telle que pour tout $\widehat{a}_t \geq \widehat{a}_{\max}$: $\widehat{a}_{t+1} \leq \widehat{a}_t$ (Propriété 4). L'inégalité (1.20) est donc vérifiée pour $z_{t+1} = ws_{\max} + (1+r)\widehat{a}_{t+1} - r\phi = ws_{\max} + (1+r)f(z_t) - r\phi$. Le ménage dont la situation sur le marché du travail est caractérisée par la variable aléatoire $s_t = s_{\min}$ désaccumulera quel que soit le niveau de son stock d'actifs. Pour le montrer supposons que le ménage qui est dans une situation favorable sur le marché du travail ($s_t = s_{\max}$) ait un stock d'actifs $\widehat{a}_t$ tel que ses ressources $z_t = ws_{\max} + (1+r)\widehat{a}_t - r\phi$ soient égales à z^*. Il choisira alors un stock d'actifs tel que $\widehat{a}_{t+1} = \widehat{a}_t = \widehat{a}_{\max}$. Supposons qu'à la période suivante sa situation sur le marché du travail se dégrade ($s_{t+1} = s_{\min}$). Ses ressources à la période suivante diminuent. Elles valent $z_{t+1} = ws_{\min} + (1+r)\widehat{a}_{t+1} - r\phi$. Comme $\widehat{a}_{t+1} = \widehat{a}_t$, il s'ensuit que $z_{t+1} < ws_{\max} + (1+r)\widehat{a}_t - r\phi$. On a donc que $z_{t+1} < z_t$. D'après la proposition 3 de Aiyagari [1993a], la fonction d'épargne f est croissante en z_t. On a donc $f(z_{t+1}) < f(z_t) \Leftrightarrow \widehat{a}_{t+2} < \widehat{a}_{t+1}$.Cela signifie qu'en $\widehat{a}_{\max}$ alors que le ménage dont la situation sur le marché du travail est favorable ne désaccumule

[6] (Schechtman et Escudero [1997], théorème 3.8 et 3.9)

pas, le ménage pour qui la situation sur le marché est défavorable désaccumule. Ce processus se poursuit tant que la réalisation du choc idiosyncrasique de revenu lui est défavorable car $\widehat{a}_{t+2} < \widehat{a}_{t+1} \Longrightarrow z_{t+2} = ws_{\min} + (1+r)\widehat{a}_{t+2} - r\phi < z_{t+1}$. Ainsi lorsque le ménage est dans une situation défavorable, quel que soit son stock d'actifs, il désépargne toujours (Propriété 3).

Le graphique (1.1) illustre les propriétés 1 à 4.

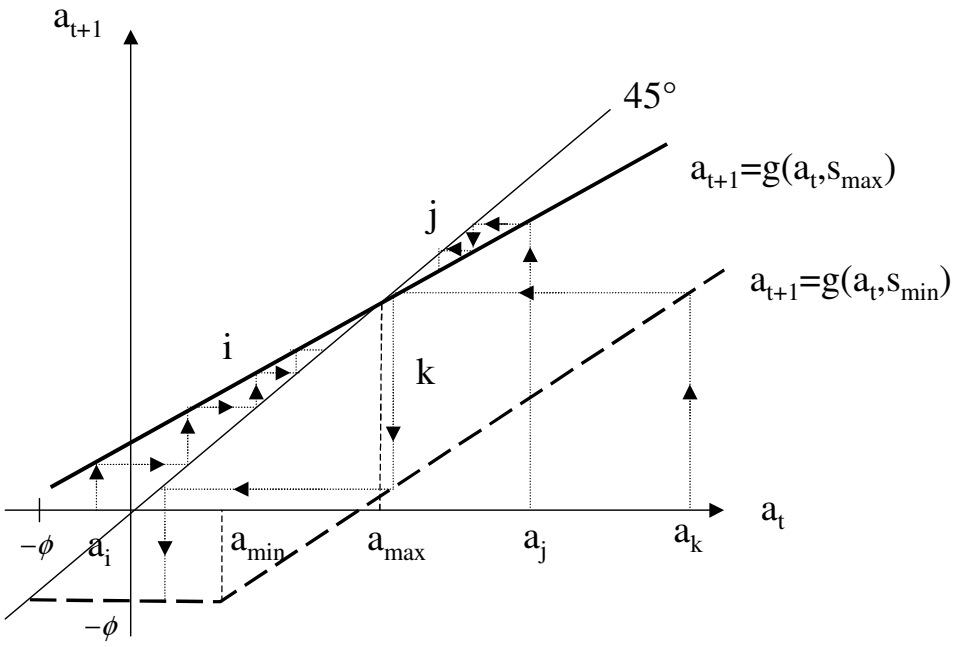

FIG. 1.1 – règles d'accumulation $a_{t+1} = g(a_t, s_t)$

Si le ménage dispose d'un stock d'actifs égal à a_i et que sa situation sur le marché du travail est caractérisée par $s_{\max}$ et qu'aux périodes suivantes la réalisation du choc idiosyncrasique de revenu lui est favorable, alors sa règle de décision est $a_{t+1} = g(a_t, s_{\max})$. La dynamique de son stock d'actifs est donnée alors par la trajectoire i. Le ménage accumule l'actif tant que la réalisation du choc idiosyncrasique de revenu lui est favorable. En revanche, si le stock d'actifs que détient le ménage vaut

a_j et que sa situation sur le marché du travail est résumée par la variable $s_{\max}$, il désaccumulera selon la trajectoire j si aux périodes suivantes il continue d'être dans une situation favorable sur le marché du travail. Finalement, si le ménage a un stock d'actifs égal à a_k et que sa situation sur le marché du travail est caractérisée par la variable $s_{\min}$, sa règle de décision est $a_{t+1} = g(a_t, s_{\min})$. Il désaccumule tant que sa situation sur le marché du travail ne change pas selon la trajectoire k.

Propriété 5 : L'incomplétude des marchés conduit le ménage soumis à un risque idiosyncrasique de revenu à épargner au delà de ce qu'il ferait si les marchés étaient complets.

Lorsque les marchés sont complets et que le taux d'intérêt est inférieur au taux de préférence pour le présent ($\beta(1+r) < 1$), il est coûteux d'épargner une unité supplémentaire d'actif. Le ménage n'est pas incité à épargner. En outre, le ménage est parfaitement assuré contre les risques individuels de revenu. Il n'a donc aucune raison d'épargner. Le ménage valorise davantage la consommation présente que la consommation future. Le ménage va donc transférer de la consommation future dans le présent en désaccumulant son stock d'actifs initial jusqu'à buter sur la contrainte d'endettement. Ainsi, le ménage consomme la totalité de son revenu du travail et emprunte le montant maximal autorisé.

En marchés complets (MC) :

$$a_{t+1}^{MC} = -\phi$$

En marchés incomplets (MI) :

$$a_{t+1}^{MI} = g(a_t, s_t) > a_{t+1}^{MC}$$

2.3.2 Application

L'existence d'une limite à l'endettement conduit les agents, lorsqu'ils sont soumis à un risque idiosyncrasique de revenu non assurable, en raison de l'incomplétude des marchés, à épargner pour le motif de précaution. Il s'ensuit que la constitution d'une épargne de précaution dépend de l'importance du risque idiosyncrasique de revenu et sera d'autant plus facile que son acquisition n'est pas coûteuse. Aussi, convient-il d'analyser l'impact de la limite d'endettement, de l'importance du risque idiosyncrasique de revenu et du taux d'intérêt sur le comportement d'accumulation du ménage, c'est-à-dire sur la règle de décision $g(a_t, s_t)$.

Pour ce faire, on considère une économie marquée par un risque sur le marché du travail. Les agents peuvent connaître des épisodes de chômage. Dans ce cas, le revenu provient de l'activité domestique. On suppose que le salaire est exogène et on se place en petite économie ouverte : le taux d'intérêt est exogène. On suppose en outre que le ménage ne peut emprunter ($\phi = 0$). En raison de l'absence de marchés complets, le risque de chômage est non assurable. Le ménage averse au risque épargne en conséquence pour le motif de précaution car il ne peut recourir à l'emprunt.

2.3.2.1 Description de l'économie

Les transitions entre l'emploi et le chômage sont modélisés suivant la chaîne de Markov π :

$$\pi = \begin{pmatrix} \pi_{ee} & \pi_{eu} \\ \pi_{ue} & \pi_{uu} \end{pmatrix}$$

où $\pi_{ee} + \pi_{eu} = 1$ et $\pi_{ue} + \pi_{uu} = 1$.

Soit s la variable aléatoire qui indique le statut du ménage sur le marché du travail. Les probabilités de transition entre l'emploi et le chômage sont définies par

les probabilités conditionnelles de la matrice π :

$$\pi(s'/s) = \Pr(s_{t+1} = s'/s_t = s)$$

où s, $s' \in S = \{e, u\}$.

Le programme que résout le ménage, écrit sous sa forme récursive, est le suivant :

$$\nu(a, s) = \underset{a',\, c}{Max}\{U(c) + \beta \sum_{s'} \pi(s'/s) v(a', s')\}$$

sous les contraintes :

$$c + a' = w\epsilon(s) + (1 + r)a$$

$$a' \geq 0$$

où U, a, a', w, r, c sont respectivement l'utilité instantanée, le stock d'actifs du ménage en début de période, le stock d'actifs de la période suivante, le salaire, le taux d'intérêt et la consommation.

avec $\epsilon(s)$ qui vérifie :

$$\epsilon(s) = \begin{cases} 1 \text{ si } s = e \\ \theta \text{ si } s = u \end{cases}$$

où θ désigne le revenu de la production domestique.

La fonction d'utilité est de type CRRA :

$$U(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma}$$

La solution de ce programme n'est autre que la règle de décision $a' = g(a, s)$.

2.3.2.2 Etalonnage

La période est le trimestre. Le taux d'actualisation β est fixée à $0,985$ ce qui est traditionnellement retenu pour un étalonnage trimestriel. En l'absence d'estimation sur données françaises, l'aversion au risque est fixée à 2. Les estimations sur données

américaines indiquent que l'aversion au risque est comprise entre 1 et 3. Le taux d'intérêt est fixé à $0,25\%$ (Joseph et Weitzenblum [2003]). Le tableau récapitule les choix en matière d'étalonnage. Le salaire est fixé à 1. π_{ee} et π_{ue} sont étalonnés de façon à reproduire un taux de chômage de 10%[7] et une durée moyenne du chômage égale à 10 mois[8]. La production domestique représente un revenu équivalent à 15% du salaire.

TAB. 1.1 – Etalonnage des paramètres

β	σ	π_{ee}	π_{ue}	θ	w	r
$0,985$	2	$0,9667$	$0,3$	$0,15$	1	$0,0025$

Pour ces valeurs, on vérifie que $\beta(1+r) < 1$ ce qui nous garantit que l'épargne est finie.

2.3.2.3 Impact de la contrainte d'endettement

C'est l'existence d'une limite à l'endettement qui conduit l'agent exposé à un risque de chômage non assurable, en raison de l'incomplétude des marchés, à épargner pour le motif de précaution. Si l'on permet à l'agent d'emprunter ($\phi = -2$), ce dernier aura alors recours à l'emprunt pour se protéger des chutes de revenu qu'occasionnent les épisodes de chômage. Le stock d'actifs au delà duquel il n'épargne plus ($a' < a$) que l'on note $a_{\max}$ diminue (Graphique 1.2).

[7] source : Ministère public, septembre 2003

[8] La durée moyenne du chômage en France était de 307 jours en janvier 2003 (source : Ministère de l'emploi)

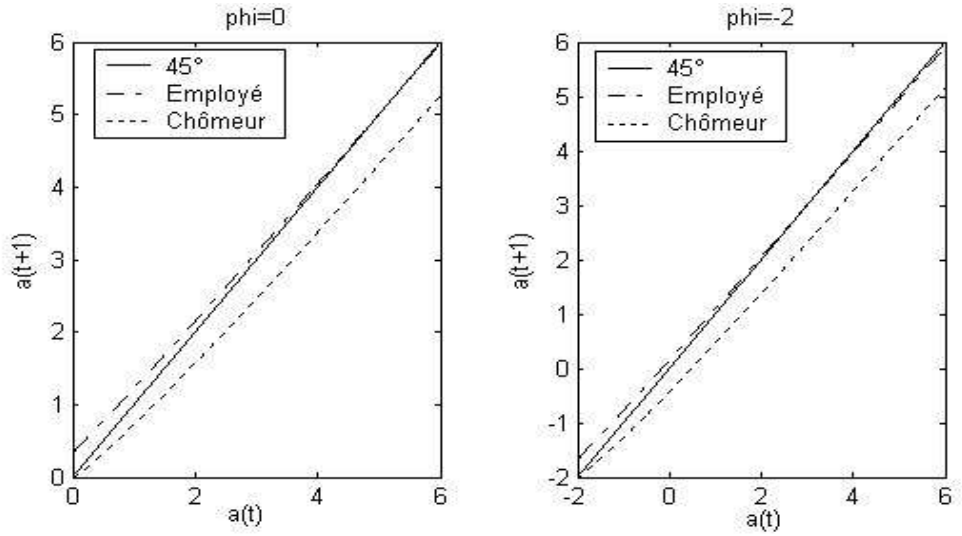

FIG. 1.2 – Impact de la limite d'endettement ϕ

Lorsque l'emprunt est interdit ($\phi = -2$), l'employé cesse d'épargner au delà d'un stock d'actifs égal à $3,18$. En revanche, lorsque l'emprunt est interdit ($\phi = 0$), l'employé accumule tant que son stock d'actifs est inférieur à $5,1$. Le besoin d'épargne de précaution se réduit sensiblement lorsque l'emprunt devient possible. Il vaut $1,78$ contre $3,78$ lorsque l'emprunt est impossible.

2.3.2.4 Impact du risque idiosyncrasique de chômage

L'importance du risque idisyncrasique affecte le comportement d'épargne de l'agent. Lorsque le taux de chômage ainsi que sa durée augmentent, l'agent en raison de l'accroissement du risque idiosyncrasique de chômage désire davantage épargner pour le motif de précaution. Pour le montrer, on suppose que le taux de chômage et la durée du chômage augmentent, passant respectivement à 12% et à 12 mois.

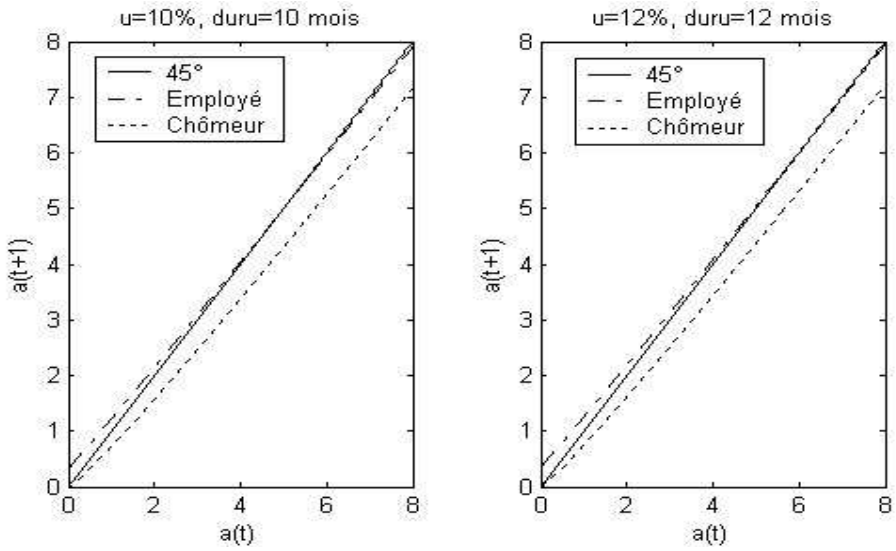

FIG. 1.3 – Impact du risque idiosyncrasique de chômage

Il apparaît que la limite $a_{\max}$ au delà de laquelle l'employé cesse d'accumuler est plus élevée lorsque l'importance du chômage et sa durée augmentent. Lorsque le taux de chômage est de 10% et que la durée du chômage et de 10 mois, l'employé accumule tant que son stock d'actifs est inférieur à $5,1$. En revanche, lorsque le risque de chômage s'exacerbe, les employés continuent d'épargner au delà de cette limite. Le processus d'accumulation s'interrompt lorsque leur stock d'actifs a atteint un niveau égal à $6,29$. Le besoin d'épargne de précaution s'en trouve accru. L'épargne de précaution s'élève à $4,48$ contre $3,78$ lorsque le taux de chômage était de 10% et la durée de celui-ci de 10 mois.

2.3.2.5 Impact du taux d'intérêt

Le modèle à agents hétérogènes suppose que le taux de préférence pour le présent est supérieur au taux d'intérêt. Dans ce cadre, il est coûteux pour le ménage d'épargner puisqu'il valorise davantage la consommation courante que la consommation future. Aussi tout accroissement du taux d'intérêt réduit l'écart entre le taux de

préférence pour le présent et celui-ci et rend moins coûteuse l'accumulation.

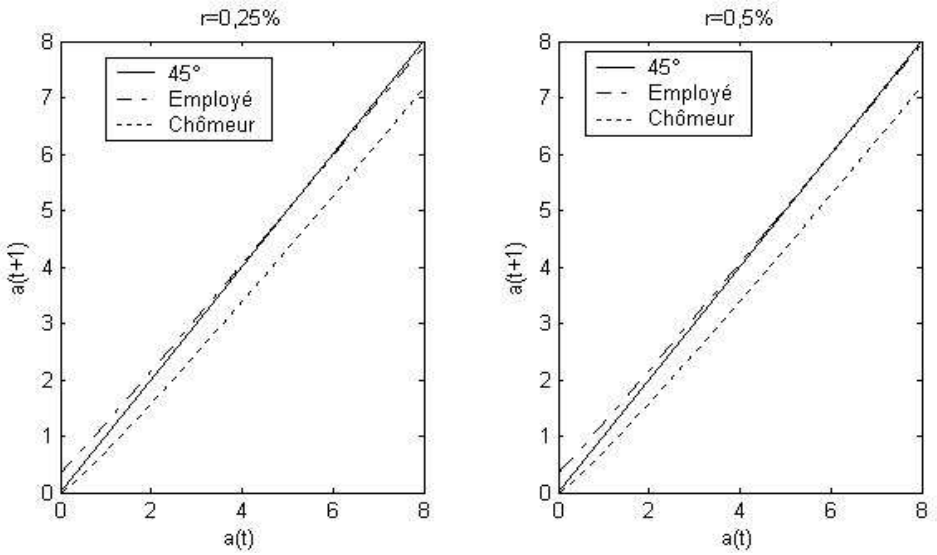

FIG. 1.4 – Impact du taux d'intérêt

Lorsque le taux d'intérêt est égal à $0,25\%$, les employés accumulent tant que leur stock d'actifs est inférieur à $5,1$. Lorsque le taux d'intérêt double, les employés accumulent au delà de cette limite. La hausse du taux d'intérêt réduit le prix de l'auto-assurance. Les employés épargnent en conséquence davantage. L'épargne de précaution augmente. Elle est désormais égale à $4,25$ contre $3,78$ lorsque le taux d'intérêt était de $0,25\%$.

3 Distribution stationnaire

En raison de l'incomplétude des marchés et d'une contrainte d'endettement, les ménages ne peuvent que partiellement s'assurer contre le risque de revenu sur le marché du travail, en se constituant un stock d'actifs. Or, la constitution d'une épargne de précaution est conditionnelle à l'histoire salariale. Les ménages qui sont *ex ante* identiques se distinguent *ex post* suivant leur trajectoire sur le marché du

travail. Comment alors agréger ces ménages, qui sont *ex ante* identiques, mais *ex post* hétérogènes ? L'agrégation des comportements individuels requiert de se donner une mesure de probabilité. Soit $\lambda(a,s)$ la distribution stationnaire définie sur l'espace $\Omega = [-\phi;\overline{a}[\times S$ avec $S = \{s_{\min}, s_{\max}\}$. Cet espace est discret car la résolution du programme de maximisation repose sur la discrétisation de la grille d'actifs. Elle indique la proportion d'individus dont le stock de richesse est a et dont la position sur le marché du travail est caractérisée par la variable aléatoire s. La distribution stationnaire s'écrit :

$$\lambda(a,s) = \Pr(a_t = a, s_t = s)$$

L'évolution de la distribution des individus se définit à partir des transitions sur le marché du travail décrites par la chaîne de Markov $\pi(s',s)$ et de la règle de décision $a' = g(a,s)$ où a désigne le stock d'actifs de la période courante et a' le stock d'actifs de la période suivante. La loi d'évolution de la distribution des individus vérifie :

$$\begin{aligned}
\lambda(a',s') &= \Pr(a_{t+1} = a', s_{t+1} = s') \\
&= \sum_{a_t}\sum_{s_t} \underbrace{\Pr(a_{t+1} = a'/a_t = a, s_t = s)}_{I(a',a,s)} \Pr(a_t = a, s_t = s) \underbrace{\Pr(s_{t+1} = s'/s_t = s)}_{\pi(s'/s)} \\
&= \sum_{a_t}\sum_{s_t} \pi(s'/s)\lambda(a,s)\, I(a',a,s) \qquad (1.21)
\end{aligned}$$

où $I(a',a,s)$ est une variable indicatrice qui vérifie :

$$I(a',a,s) = \begin{cases} 1 \ si \ a' = g(a,s) \\ 0 \ sinon \end{cases}$$

La distribution $\lambda(a,s)$ a pour propriété d'être invariante dans le temps (Huggett [1993]) : c'est en cela qu'elle est stationnaire. On a donc :

$$\lambda(a',s') = \lambda(a,s)$$

La distribution stationnaire s'obtient en itérant sur l'équation (1.21). $\lambda(a,s)$ s'interprète aussi comme le temps passé par le ménage dans l'état (a,s).

4 Equilibre Général dans le cas $\beta(1+r) < 1$

Le présent paragraphe a pour objet de représenter l'équilibre stationnaire dans une économie de production (Aiyagari [1994]) où le marché du capital est équilibré. L'équilibre qui émerge dans le cadre de marchés incomplets, noté E_{MI}, est comparé à celui qui prévaut lorsque les marchés sont complets, noté E_{MC}.

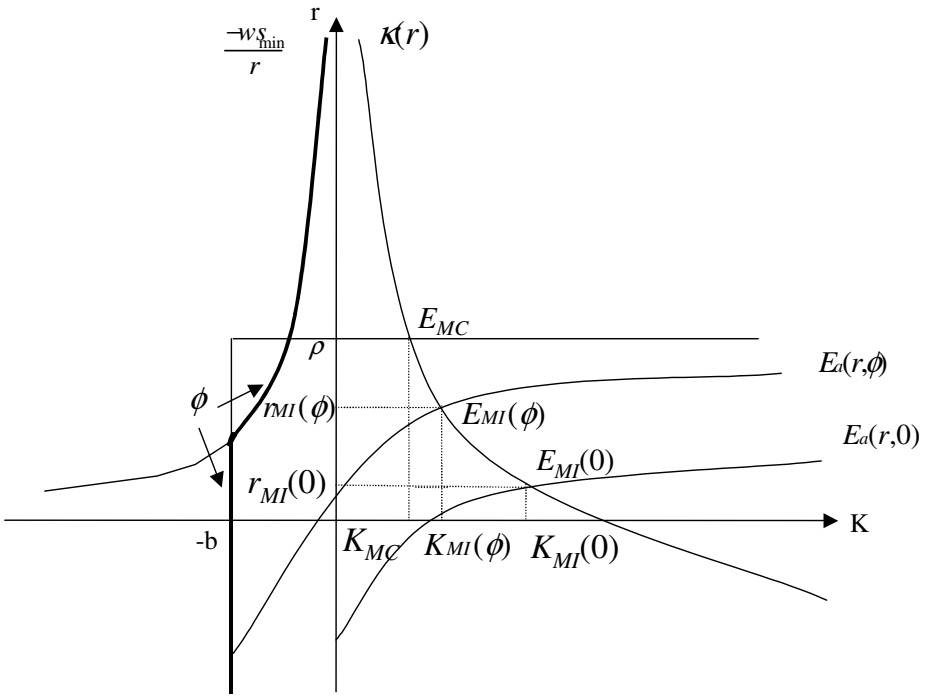

FIG. 1.5 – Equilibre du marché du capital

La demande de capital qui émane de l'entreprise est endogène et se déduit de l'égalité entre le taux d'intérêt et la productivité marginale du capital[9]. La production de Y unités nécessite du capital K et du travail N que l'entreprise loue auprès du ménage aux taux respectifs de r et w. La technologie de production qui décrit le processus de production est donnée par F. La demande de capital, que l'on note

[9] Le marché des facteurs de production est concurrentiel. Les facteurs de production sont donc rémunérés à leur productivité marginale.

$\kappa(r)$, vérifie :

$$r = F'_K(\kappa(r), N) - \delta$$

où δ désigne le taux de dépréciation du capital.

La fonction de production est supposée à rendements d'échelle constants. Sous cette hypothèse, la demande de capital est une fonction décroissante de son coût de location r. Dans ce cadre, le stock d'actifs détenu par le ménage correspond à du capital physique et est, *de facto*, assimilable à l'offre de capital, $E_a(r, \phi)$, qui vaut :

$$E_a(r, \phi) = \sum_s \sum_a \lambda(a, s)\, g(a, s)$$

L'offre de capital est une offre moyenne qui est fonction croissante du taux d'intérêt. Plus le taux d'intérêt est élevé (et plus il se rapproche du taux de préférence pour le présent, indicateur du coût de renonciation de la consommation présente) et moins il est coûteux de s'assurer contre les chutes de revenu *via* l'épargne de précaution. En outre, l'offre de capital dépend négativement du montant maximal qu'il est possible d'emprunter. Si le montant que le ménage est autorisé à emprunter passe de $\phi = -b$ à $\phi = 0$, le ménage ne peut plus avoir recours à l'emprunt pour lisser les fluctuations que subit son revenu du travail. L'agent épargne alors davantage pour se prémunir des chutes de revenu (comme l'a montré l'analyse au paragraphe 2.3.2). La courbe d'offre de capital $E_a(r, \phi)$ se déplace vers la droite. Elle est alors représentée par la courbe d'offre de capital $E_a(r, 0)$. L'offre de capital a augmenté. Enfin, le taux d'intérêt peut affecter aussi l'offre de capital *via* la contrainte d'endettement lorsque la limite d'endettement est endogène et égale à $\frac{-ws_{min}}{r}$. Plus le taux d'intérêt est élevé, plus le recours à l'emprunt est limité. Le ménage a alors davantage recours à l'épargne de précaution pour lisser sa consommation.

Le taux d'intérêt d'équilibre r^* est celui qui rend compatible l'offre et la demande

de capital :

$$r^* \ / \ E_a(r^*, \phi) = \kappa(r^*)$$

En marchés incomplets, l'équilibre $E_{MI}(\phi) = (K_{MI}(\phi), r_{MI}(\phi))$ est représenté par l'intersection des courbes $E_a(r, \phi)$ et $\kappa(r)$. Lorsque l'agent ne peut emprunter, l'offre de capital devient $E_a(r, 0)$. L'équilibre $E_{MI}(0) = (K_{MI}(0), r_{MI}(0))$ s'établit à un niveau de capital plus élevé et à un taux d'intérêt plus faible. En marchés complets, la demande de capital est toujours représentée par la courbe $\kappa(r)$. En revanche, l'offre de capital diffère. Lorsque $\beta(1+r) < 1$, c'est-à-dire tant que le taux d'intérêt est inférieur au taux de préférence pour le présent, l'épargne est égale au montant maximal qu'il est possible d'emprunter, c'est-à-dire à $-b$. Lorsque $\beta(1+r) = 1$, c'est-à-dire lorsque le taux d'intérêt devient égal au taux de préférence pour le présent, le rendement de l'épargne est exactement égal au coût de renonciation de la consommation présente. Dans ce cas, le montant d'épargne est indéterminé ou égal au stock d'actifs initial. L'offre de capital est alors représentée par la courbe en forme de L renversé passant par ρ (Graphique 1.5). L'intersection de cette droite et de la courbe de demande de capital détermine l'équilibre en marchés complets $E_{MC} = (K_{MC}, \rho)$.

Pour résumé le graphique (Graphique 1.5) :

$$K_{MC} < K_{MI}(\phi)$$

$$r_{MC} = \rho > r_{MI}(\phi)$$

Cet excès d'épargne est qualifié d'épargne de précaution.

5 Résolution numérique du modèle

En présence de risque idiosyncrasique de revenu et de contraintes de crédit, il n'est pas possible de résoudre analytiquement le programme (1.8). Aussi, se propose-

t-on de présenter l'algorithme utilisé pour approximer au moyen de méthodes numériques le programme de l'agent (1.8) ainsi que la distribution stationnaire.

5.1 Définition de la grille

Le principe de résolution repose sur la discrétisation de l'espace des variables d'état. Soit A l'ensemble des valeurs admissibles du stock d'actifs. Etant donné que les ménages peuvent s'endetter, ce dernier prend ses valeurs dans $[-\phi; +\infty[$. Il s'agit d'une grille de capital de la forme suivante :

$$\begin{cases} A = [a_0, a_1, a_2, ..., a_n] \\ a_0 = -\phi \end{cases}$$

où n désigne la longueur de la grille. n est choisi pour que la règle de décision de tous les agents ($a_{t+1} = g(a_t, s_t)$) coupe la droite à 45° avant a_n (définition de la taille minimale de l'espace ergodique).

5.2 Principe de l'algorithme de résolution

L'équation de Bellman est définie pour tout $j = 1, ..., l$ où j indique le statut sur le marché du travail et pour tout $h \in [1, ..., n]$ (le nombre de point de la grille) :

$$v\left(a_h, s_j\right) = \max_{a' \in A} u\left(a_h\left(1+r\right) + ws_j - a'\right) + \beta(\sum_{s'_j = s_1}^{s_l} \pi(s'_j/s_j) v\left(a', s'_j\right)$$

Déterminer une solution à ce problème consiste à trouver la fonction $v(a, s)$ qui maximise cette équation ainsi que la règle de décision $a' = g(a, s)$ qui permet d'associer à tout couple (a, s) le choix d'accumulation pour la période future. Pour ce faire, on se donne une valeur de départ $v\left(a', s'\right)$ pour tous les couples (a_h, s_j) où $h = 1, ..., n$ et $j = 1, ..., l$ qui représente le maximum de demain pour le niveau d'actif $a' \in A$. On en déduit alors $v\left(a, s\right)$ la valeur maximale d'aujourd'hui solution de l'équation de Bellman. On confronte alors $v\left(a, s\right)$ à $v\left(a', s'\right)$. Si ces dernières ne

sont pas égales, on utilise la valeur de $v(a,s)$ obtenue par l'équation de Bellman pour amorcer une nouvelle boucle. Ce processus itératif se poursuit jusqu'à ce que le critère de convergence (10^{-4}) soit atteint.

5.3 Détermination de la distribution stationnaire

Les fonctions valeurs solution de l'équation Bellman calculées, il est possible d'en déduire les règles de décision $a_{t+1} = g(a_t, s_t)$ pour $h = 1, ..., n$ et $j = 1, ..., l$. En effet, les fonctions valeurs permettent de faire le lien entre un niveau d'actif a_i quelconque $i \in [1, n]$ et le numéro de la grille c'est-à-dire $h \in [1, n]$ correspondant au choix optimal d'actifs a'. La règle de décision $c = g(a, s)$ se déduit de la contrainte budgétaire.

Les règles de décision définies, il est alors possible de calculer la distribution stationnaire, notée λ de la richesse de cette économie. Soit la distribution λ_t à l'instant t :

$$\lambda_t(a_h, s_j) = \Pr(a_t = a_h, s_t = s_j) \ \forall h = 1, ..., n, \ j = 1, ..., l$$

La loi d'évolution de cette distribution est donnée par :

$$\begin{aligned}
\lambda_{t+1}(a', s') &= \Pr(a_{t+1} = a', s_t = s') \ \forall h = 1, ..., n, \ j = 1, ..., l \\
&= \sum_{a_t} \sum_{s_t} \underbrace{\Pr(s_{t+1} = s'/s_t = s)}_{\pi(s'/s)} \underbrace{\Pr(a_{t+1} = a'/a_t = a, s_t = s)}_{I(a',a,s)} \Pr(a_t = a, s_t = s) \\
&= \sum_{a} \sum_{s} \pi(s'/s) \lambda_t(a, s) \, I(a', a, s)
\end{aligned}$$

où $\pi(s'/s)$ n'est autre qu'un élément de la matrice π qui décrit les transitions d'un état à un autre et où $I(a', a, s)$ n'est autre qu'une matrice indicatrice qui vaut 1 lorsqu'on est sur la règle de décision $a' = g(a, s)$, 0 sinon.

Si on pose :

$$\lambda_t = [\lambda_t(a_1, s_1), ..., \lambda_t(a_n, s_1), ..., \lambda_t(a_1, s_l), ..., \ \lambda_t(a_n, s_l)]$$

L'équation précédente se réécrit :

$$\lambda_{t+1}(a,s) = \pi'\lambda_t(a,s)$$

Une distribution stationnaire λ vérifie alors :

$$\lambda = \pi'\lambda \Longleftrightarrow (I - \pi')\lambda = 0$$

λ n'est autre que le vecteur propre de norme 1 associé à la valeur propre 1 de la matrice π. Si la matrice π n'a qu'une seule valeur propre égale à 1[10], il existe une unique distribution stationnaire vérifiant :

$$\lim_{t\to\infty} \lambda_t = \lambda$$

D'un point de vue numérique, on procède de la façon suivante pour la déterminer. On choisit comme distribution initiale le "point" masse $(a_1, ..., a_n, s_1)$. Tous les ménages en s_1 sont uniformément répartis sur les différents niveaux de capital. La proportion de ménages dans l'état (a_h, s_1) vaut $\frac{1}{n}$ $\forall h \in [1, n]$. A chaque itération, les ménages sont répartis sur tous les états futurs possibles, en appliquant la matrice de transition π et les règles d'accumulation résumées par la matrice $I(a', a, s)$ jusqu'à ce que la distribution en $t+1$ coïncide avec la distribution en t. Elles sont considérées identiques dès lors que la différence entre λ_{t+1} et λ_t est inférieure au critère de convergence que l'on s'est donné.

Conclusion

Ce premier chapitre avait pour objet de présenter les éléments d'ordre méthodologique qui sont propres au modèle à agents hétérogènes. Le comportement microéconomique de l'agent lorsqu'il est exposé à un risque de revenu non assurable,

[10] La structure de la matrice π, à savoir $\sum_{s_{t+1}} \pi(s_{t+1}/s_t) = 1$ avec $\pi(s_{t+1}/s_t) \geq 0 \ \forall \ (s_{t+1}, s_t)$, garantit que cette matrice ait une valeur propre unitaire.

en raison de l'incomplétude des marchés, est présenté. Le comportement d'accumulation de richesse est caractérisé. Le risque idiosyncrasique de revenu rend incertain la chronique des revenus futurs. L'agent qui subit une contrainte d'endettement épargne alors au delà de ce qu'il ferait dans un monde où les marchés sont complets. Le comportement d'épargne dépend de sa situation sur le marché du travail. Lorsque l'agent se trouve dans une situation favorable (son revenu est élevé), il accroît son stock d'épargne jusqu'à atteindre une certaine limite qui est endogène. En revanche, lorsque la situation sur la marché du travail est défavorable à l'agent (son revenu est faible), il désaccumule. L'abandon de l'hypothèse de marché complet introduit alors une hétérogénéité dans la distribution de la richesse et donc de la consommation. En effet, les agents s'ils sont *ex ante* identiques, deviennent *ex post* hétérogènes dans leur niveau d'actif et de consommation. En raison d'histoires passées sur le marché du travail différentes, les décisions d'épargne d'un agent à l'autre diffèrent. De plus, parce que les agents disposent de niveaux de richesse différents, les décisions d'épargne ne sont pas identiques. Dans ce cadre, la demande de consommation et l'offre d'épargne ne correspondent plus au choix d'un ménage représentatif mais résulte de l'agrégation des offre d'épargne et des demande de consommation individuelles.

Chapitre 2

Réduire l'inégalité de richesse en France : une comparaison de l'impôt progressif sur le revenu et sur les successions[1]

[1] Ce chapitre est issu d'une collaboration avec Jean-Olivier Hairault

Introduction

En France, la distribution des richesses est fortement inégalitaire. L'analyse de Rougerie [2002], fondée sur l'examen de la richesse pour trois vagues successives (1986, 1992 et 1998), révèle qu'en 2000, les 10% des ménages les plus riches détenaient 44% de la richesse totale alors que les 50% des ménages les moins riches n'en possédaient que 9%.

Examiner des politiques économiques qui ont pour objet la compression de l'inégalité de richesse exige un diagnostic des éléments susceptibles de produire l'inégalité de richesse. Les mécanismes par lesquels l'inégalité de richesse se forme et se développe doivent être identifiés. Nombre d'économistes s'accordent pour dire que la richesse résulte de l'accumulation de capital et des transferts inter-générationnels. Parmi ces derniers on compte les donations entre vifs, les héritages qu'ils soient intentionnels ou non et le système de retraite. Si aucun consensus n'émerge, quant à la capacité de chaque source à expliquer le niveau et la forme de la distribution des richesses[2], il n'en demeure pas moins que l'accumulation de capital et les transferts intergénérationnels sont à l'origine de la distribution des richesses. Aussi, toute politique fiscale qui vise à réduire l'inégalité de richesse doit porter une attention toute particulière aux outils en mesure de limiter l'accumulation de capital et le montant de legs laissés. A ce titre, l'impôt progressif sur les successions et l'impôt progressif sur le revenu semblent indiqués pour remplir cet objectif. L'impôt progressif sur les successions vise à amputer le stock de capital au moment de la succession alors que l'impôt progressif sur le revenu a la charge de limiter les flux d'accumulation.

Un certain nombre de travaux quantitatifs suggèrent que les legs sont importants

[2] Kotlikoff et Summers [1981,1988] estiment la richesse de cycle de vie à environ 20% de la richesse nette américaine, alors que Modigliani [1988a,1988b] conclut que 80% ou plus de la richesse nette américaine peut être expliquée par l'épargne de cycle de vie.

pour comprendre l'inégalité de richesse (Laitner [2001]). De Nardi [2004] montre que les legs volontaires peuvent être à la source de l'émergence de grandes fortunes aux Etats-Unis dans le cadre d'un modèle de cycle de vie à agents hétérogènes. Gokhale, Kotlikoff, Sefton et Veale [2001] soulignent que, dans un modèle de cycle de vie dans lequel du risque idiosyncrasique de revenu est introduit, l'héritage joue un rôle non négligeable dans l'accroissement de l'inégalité de richesse parmi les ménages retraités de plus de 66 ans. Toutefois, ce rôle disparaît dès lors que le système de retraite n'est plus modélisé. Les simulations du modèle de Davies [1982] montrent que l'héritage a un effet négligeable sur la distribution américaine des revenus. En revanche, son effet est significatif sur la distribution des richesses. Il ne fait nul doute que l'impôt sur les successions participe à la compression des inégalités de richesse, comme en témoigne l'étude quantitative de Castañeda, Díaz-Giménez et Ríos-Rull [2003]. Ces derniers montrent que la suppression de l'impôt progressif sur les successions aux Etats-Unis modifie à la hausse l'indice de Gini associé à la distribution des richesses. La hausse est néanmoins minime en raison de la faiblesse du taux d'imposition. En outre, Direr et Weitzenblum [2006] montrent qu'une suppression de l'impôt sur les successions conduit à une augmentation significative de l'inégalité de la richesse française. L'indice de Gini passe de $0,672$ à $0,704$.

Il existe aussi une littérature qui cherche à analyser l'impact de l'impôt progressif sur le revenu sur la distribution des richesses. Castañeda, Díaz-Giménez et Ríos-Rull [1998] concluent dans le cadre d'un modèle dynamique d'équilibre général à agents hétérogènes à la supériorité d'un système américain de taxation progressive des revenus par rapport à un système proportionnel en matière de réduction de l'inégalité de richesse. Dans le cadre d'un modèle dynamique d'équilibre général à agents hétérogènes, Ventura [1999] évalue les conséquences distributionnelles d'une réforme fiscale

visant à remplacer l'imposition progressive américaine des revenus du capital et du travail par une imposition de type linéaire. Si la réforme est souhaitable du point de vue de l'accumulation du capital, elle produit une distribution des salaires et de la richesse plus concentrée. Conesa et Krueger [2005] tentent de caractériser pour les Etats-Unis le barème optimal de l'imposition progressive du revenu dans un modèle dynamique d'équilibre général à agents hétérogènes. Ils montrent que l'impôt sur le revenu doit être moins pénalisant au bas et au haut de la distribution des revenus. La classe moyenne supporte la réduction d'impôt engendrée par l'allègement des taux marginaux aux extrémités de la distribution des revenus. Les gains d'efficacité qui en résultent ont cependant un coût en matière d'inégalité de revenu, de richesse et de consommation. La distribution du revenu après impôt est plus inégalitaire. L'indice de Gini associé à la distribution de richesse est plus élevé. La distribution de la consommation est, en conséquence, plus inégalitaire. Enfin, l'analyse historique sur les hauts revenus français du 20ème siècle conduite par Piketty [2001] souligne l'importance de la progressivité de l'impôt sur le revenu en matière de lutte contre l'inégalité de patrimoine. Elle permettrait de limiter les capacités d'accumulation du capital des plus fortunés, réduisant ainsi la concentration à venir des patrimoines et des revenus du capital.

Si l'ensemble de ces travaux révèle que l'impôt progressif sur le revenu et sur les successions participent tous deux à la réduction de l'inégalité de richesse, aucun d'entre eux ne fournit d'éléments de comparaison. L'objectif premier de l'impôt sur le revenu est de limiter les inégalités de revenu alors que l'impôt sur les successions a pour finalité de réduire l'inégalité de richesse. Dans quelle proportion la progressivité de l'impôt sur le revenu est-elle alors capable de limiter les inégalités de richesse en comparaison de la progressivité de l'impôt sur les successions ? Pour réduire

l'inégalité de richesse, la progressivité doit-elle porter de façon continue au cours de la vie sur les flux de revenus du capital *via* l'impôt sur le revenu ou au contraire au moment de la transmission des stocks d'actifs par l'intermédiaire de l'impôt sur les successions ? Telles sont les questions auxquelles ce chapitre se propose de répondre.

L'ambition de ce chapitre est donc de fournir une analyse comparative de l'impôt progressif sur le revenu et sur les successions tels qu'ils existent aujourd'hui en France, afin d'apprécier leur contribution respective à la réduction de l'inégalité de richesse. Il s'agit avant tout d'une analyse positive qui cherche à apprécier les implications effectives sur l'inégalité de richesse de la progressivité instituée dans l'impôt sur le revenu et sur les successions en France. On ne cherche pas à tirer de conclusion générale sur l'optimalité de l'une par rapport à l'autre.

Le cadre théorique privilégié s'inscrit dans la lignée des travaux de Castañeda, Díaz-Giménez et Ríos-Rull [1998, 2003]. Ils proposent une explication de l'inégalité de richesse aux Etats-Unis basée sur un modèle qui présente les caractéristiques du modèle dynastique et de cycle de vie. Du risque individuel de revenu et des contraintes de liquidités sont introduits. Dans ce cadre, ils montrent l'importance de prendre en compte l'héritage, l'altruisme intergénérationnel mais également le système d'assurance retraite par répartition. Dans ce cadre, l'accumulation répond en partie à un motif de précaution. Les titres sur les marchés financiers ne permettent pas de s'assurer complètement contre le risque individuel de revenu. Le risque individuel salarial est modélisé suivant un processus de Markov. Les ménages sont supposés altruistes et par conséquent évaluent le montant des legs qu'ils désirent laisser à l'aune du bien-être qu'il procure à leur descendance. Ainsi, les décisions d'épargne des ménages intègrent les besoins d'épargne de leur progéniture.

Ce choix de modélisation permet de répliquer certaines des caractéristiques de

l'économie française qui nous ont paru importantes de reproduire tels que le ratio richesse sur produit et le poids des legs dans la richesse. En outre, il a permis d'approcher les propriétés distributionnelles du revenu et de la richesse (l'indice de Gini, la part de richesse détenue par les ménages les plus riches). Le modèle offre alors un cadre théorique propice à l'analyse des effets, en matière d'inégalité, de la progressivité de l'impôt sur le revenu et sur les successions. Afin de juger de la contribution de la progressivité de l'impôt sur le revenu et sur les successions à la réduction des inégalités de richesse en France, le mode de calcul de l'impôt sur le revenu et sur les successions est modifié. Le prélèvement de l'impôt devient proportionnel. L'étude est menée à poids constant de l'impôt.

L'apport de ce chapitre est de montrer que les progressivités sur le revenu et les successions, instituées en France, ont produit une réduction de l'inégalité de richesse comparable. La baisse de l'inégalité de richesse qu'ils ont permis est néanmoins faible et quelque peu plus prononcée lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel. En revanche, la déformation subie par la courbe de Lorenz est différente d'un impôt à l'autre, signalant que cette baisse des inégalités est obtenue de façon très différente. Les implications divergentes en termes de comportement d'accumulation en sont la manifestation. Augmenter la progressivité de l'impôt sur le revenu freine l'accumulation des ménages riches et donc réduit l'hétérogénéité des comportements d'épargne. Il s'ensuit une baisse de l'inégalité de richesse. La progressivité de l'impôt sur le revenu réduit l'importance du risque de revenu. Comme le capital est en partie accumulé pour s'assurer contre le risque de revenu, l'accumulation de capital est moins nécessaire. Ainsi, la progressivité de l'impôt sur le revenu se substitue en partie à l'accumulation du capital qui est une forme d'auto-assurance contre le risque de revenu. Ce dernier se produit au cours de la vie active mais concerne

également la descendance des ménages altruistes. En revanche, la progressivité de l'impôt sur les successions n'abaisse que marginalement le niveau de l'accumulation car l'impôt sur les successions ne s'applique qu'une fois par génération à la différence de l'impôt sur le revenu. Elle ne fournit pas une forme d'assurance suffisante contre le risque de revenu qui justifierait une diminution importante de l'épargne de précaution**.** La progressivité de l'impôt sur les successions accroît le montant d'impôt dont les héritiers doivent s'acquitter et conduit les ménages retraités en bas de la hiérarchie salariale à léguer, ce qu'ils ne font pas lorsque l'impôt sur les successions est proportionnel. Cela suffit à réduire l'inégalité de richesse.

Enfin, la progressivité de l'impôt sur le revenu permet de diminuer la concentration des revenus (après impôt) et de la consommation de façon significative, à la différence de la progressivité de l'impôt sur les successions. De ce point de vue, la progressivité de l'impôt sur le revenu s'est avérée relativement plus efficace en matière de réduction combinée des inégalités de richesse et de revenu.

Le chapitre s'organise de la façon suivante. La section suivante a pour objet de présenter le cadre théorique dans lequel l'analyse est conduite. La deuxième section est consacrée à la présentation de l'étalonnage du modèle. Dans une troisième section, on évalue la capacité du modèle à restituer les caractéristiques de l'économie française. La quatrième section offre une évaluation quantitative de la contribution de la progressivité de l'impôt sur le revenu et sur les successions à la réduction de l'inégalité de richesse. La conclusion constitue la dernière section.

1 L'environnement économique

Le modèle considéré n'est autre que le modèle de croissance néo-classique stochastique pour lequel nombre d'hypothèses supplémentaires ont été faites. Un certain

nombre d'entre elles sont centrales. Parmi elles, on compte le recours limité à l'emprunt, l'exposition à un risque individuel de salaire sur le marché de travail (dont on précisera par la suite la nature), une date de mort incertaine et l'incomplétude des marchés financiers. Ce sont autant d'hypothèses qui expliquent un comportement d'épargne dit de précaution (Aiyagari [1994]) et qui aboutit à des comportements hétérogènes en matière d'épargne.

A l'image de Castañeda, Díaz-Giménez et Ríos-Rull [1998, 2003], le modèle présente certains aspects du modèle de cycle de vie (les ménages travaillent puis prennent leur retraite) et du modèle dynastique (de nouveaux ménages naissent une fois que leurs parents meurent). Le modèle tire parti de la littérature sur les déterminants de la distribution des richesses dans le modèle à agents hétérogènes. Puisque le système de retraite et l'héritage contribuent à l'inégalité de richesse, ils sont tous deux modélisés.

1.1 La démographie

La population est constituée de J générations imbriquées. A chaque période un continuum de nouveaux ménages naît remplaçant ceux qui meurent. Ces derniers croissent au taux constant n. Chaque ménage connaît tout d'abord une période d'activité, qui lui donne droit à un salaire dicté par le processus stochastique idiosyncrasique. Une phase de retraite ($j > j_R$) durant laquelle le ménage touche de façon certaine une pension indexée sur son histoire salariale lui succède. La date de mort est aléatoire et ne concerne que les retraités.

Le ménage est caractérisé par la classe d'âge à laquelle il appartient. On suppose qu'il existe 7 classes d'âge. La première classe d'âge n'est que transitoire pour permettre l'imposition des legs transmis. Les trois classes d'âge suivantes concernent la période d'activité. Ce choix est motivé par la volonté de prendre en considération

l'effet d'expérience. Les trois dernières classes d'âge caractérisent la retraite. Seuls les ménages de la dernière classe d'âge de la vie active sont concernés par le passage à la retraite. Une fois à la retraite, les ménages sont susceptibles de mourir. La probabilité de mourir est d'autant plus élevée que le ménage retraité est âgé.

Le ménage, lorsqu'il naît, est supposé être actif et hérite d'un montant positif ou nul de richesse amputé de l'impôt sur les successions (classe C_1 et C_2). Puis, le ménage devient plus expérimenté sur le marché du travail, ce qui lui permet de bénéficier d'une amélioration de salaire (classe C_3). Sa vie active s'achève après une période de maturité (classe C_4). Il débute alors sa période de retraite (Classe C_5) et reçoit une pension, à ce titre, sans que pèse le risque de mort. Une deuxième phase de retraite intervient durant laquelle la mort peut survenir (Classe C_6). Si le ménage vient à mourir, il est remplacé par $(1+n)$ ménages qui appartiennent à la classe C_1. En revanche, si le ménage survit, il entre dans la dernière phase de sa vie (classe C_7), à l'issue de laquelle il meurt et est remplacé par $(1+n)$ ménages.

Les transitions d'une classe d'âge à une autre sont modélisées suivant un processus de Markov du premier ordre. La matrice ci-dessus permet de caractériser les transitions d'une classe d'âge à une autre.

	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7
C_1	0	1	0	0	0	0	0
C_2	0	π_{22}	$1-\pi_{22}$	0	0	0	0
C_3	0	0	π_{33}	$1-\pi_{33}$	0	0	0
C_4	0	0	0	π_{44}	$1-\pi_{44}$	0	0
C_5	0	0	0	0	π_{55}	$1-\pi_{55}$	0
C_6	π_{61}	0	0	0	0	$1-\pi_{61-}\pi_{67}$	π_{67}
C_7	$1-\pi_{77}$	0	0	0	0	0	π_{77}

Si on note x la variable aléatoire qui indique la classe d'âge à laquelle le ménage appartient, alors $\pi(x'/x)$ décrit la probabilité de transition d'une classe d'âge à une

autre avec :

$$\pi_x(x'/x) = \Pr\left(x_{t+1} = x'/x_t = x\right)$$

Où $x \in X = \{C_1, C_2, C_3, C_4, C_5, C_6, C_7\}$.

A titre d'illustration, π_{61} indique la probabilité que le ménage retraité appartenant à la classe d'âge C_6 meurt et soit remplacé par $(1+n)$ jeunes actifs.

1.2 Le risque idiosyncrasique de revenu

Les agents touchent durant leur vie active un salaire, en contrepartie de leur participation au marché du travail. Le salaire peut faire l'objet de variations. Le salaire évolue en raison de l'effet dit d'expérience acquis avec l'ancienneté. Par ailleurs, il peut augmenter en raison du progrès technique qui profite à toute l'économie. Enfin, la diversité des carrières salariales trouve son origine en partie dans les fluctuations que peut connaître le salaire individuel. A chaque période de leur vie active, les ménages d'une même classe d'âge font face à des risques idiosyncrasiques sur le marché du travail. On distingue les agents actifs suivant dix classes de revenus salariaux. Ce nombre de classe a été choisi afin d'étalonner le modèle sur le décilage des revenus du travail de la population française. Le risque idiosyncrasique de revenu salarial ne concerne que les agents actifs autrement dit les classes d'âge $\{C_1, C_2, C_3, C_4\}$. La pension que touche les retraités est certaine. La classe de salaire, à laquelle les retraités appartiennent, est celle qu'ils occupaient lors de leur dernière période d'activité et qu'ils garderont durant toute leur retraite. Si on note ε la variable aléatoire qui donne le revenu salarial, on peut aisément définir les probabilités de transition qui décrivent l'évolution du salaire sur le marché du travail, comme des probabilités conditionnelles :

$$\pi_\varepsilon(\varepsilon'/\varepsilon) = \Pr\left(\varepsilon_{t+1} = \varepsilon'/\varepsilon_t = \varepsilon\right)$$

Où ε et $\varepsilon' \in E = \{1, 2, ..., 10\}$

Les transitions d'une classe de salaire à une autre sont modélisées suivant un processus de Markov du premier ordre. La matrice ci-dessus décrit les transitions d'une classe de salaire à une autre :

	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	w_7	w_8	w_9	w_{10}
w_1	π_{11}	π_{12}	π_{13}	π_{14}	π_{15}	π_{16}	π_{17}	π_{18}	π_{19}	π_{110}
w_2	π_{21}	π_{22}	π_{23}	π_{24}	π_{25}	π_{26}	π_{27}	π_{28}	π_{29}	π_{210}
w_3	π_{31}	π_{32}	π_{33}	π_{34}	π_{35}	π_{36}	π_{37}	π_{38}	π_{39}	π_{310}
w_4	π_{41}	π_{42}	π_{43}	π_{44}	π_{45}	π_{46}	π_{47}	π_{48}	π_{49}	π_{410}
w_5	π_{51}	π_{52}	π_{53}	π_{54}	π_{55}	π_{56}	π_{57}	π_{58}	π_{59}	π_{510}
w_6	π_{61}	π_{62}	π_{63}	π_{64}	π_{65}	π_{66}	π_{67}	π_{68}	π_{69}	π_{610}
w_7	π_{71}	π_{72}	π_{73}	π_{74}	π_{75}	π_{76}	π_{77}	π_{78}	π_{79}	π_{710}
w_8	π_{81}	π_{82}	π_{83}	π_{84}	π_{85}	π_{86}	π_{87}	π_{88}	π_{89}	π_{810}
w_9	π_{91}	π_{92}	π_{93}	π_{94}	π_{95}	π_{96}	π_{97}	π_{98}	π_{99}	π_{910}
w_{10}	π_{101}	π_{102}	π_{103}	π_{104}	π_{105}	π_{106}	π_{107}	π_{108}	π_{109}	π_{1010}

A titre d'exemple π_{43} indique la probabilité que le ménage touche le salaire w_3 à la date $t+1$ sachant qu'à la date t il touchait le salaire w_4.

Soit la variable aléatoire s qui donne conjointement l'âge du ménage et son revenu salarial. On peut alors définir les probabilités de transition d'une classe d'âge et de salaire à une autre classe d'âge et de salaire comme des probabilités de conditionnelles :

$$\pi(s'/s) = \Pr\left(s_{t+1} = s'/s_t = s\right)$$

où s et $s^{'} \in S = \{1, 2, ..., 70\}$. On peut décomposer l'ensemble S en deux sous ensembles S_1 et S_2 suivant le clivage actifs/retraités. On aura $S = S_1 \cup S_2$ avec $S_1 = \{1, 2, ..., 40\}$ et $S_1 = \{41, 42, ..., 70\}$

La matrice, qui décrit les probabilités de transition d'une classe d'âge et de salaire à une autre classe d'âge et de salaire, s'obtient de la façon suivante :

$$\pi = \pi_x \otimes \pi_\varepsilon$$

A titre d'exemple $\pi_{22}^{x} \times \pi_{11}^{\epsilon}$ indique la probabilité que le ménage qui appartient à la classe d'âge C_2 et à la classe de salaire w_1 à la date t appartienne à la classe d'âge C_2 et à la classe de salaire w_1 à la date $t+1$.

1.3 Dotations et préférences

1.3.1 Le ménage

Les ménages tirent leur satisfaction du flux de consommation actualisé auquel ils s'attendent, augmenté de l'utilité de leurs descendants. Ainsi, les préférences du ménage peuvent être décrites par la fonction d'utilité suivante :

$$u(c_0) + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t+1} \left\{ \sum_{s_{t+1} \in \Omega} \pi(s_{t+1}/s_t) u\left(c_{t+1}\right) + \eta\beta \sum_{s_{t+1} \notin \Omega} \pi(s_{t+1}/s_t) V(a_{t+1}, s_{t+1}) \right\}$$

où le flux instantané d'utilité u est une fonction continue, strictement concave et qui satisfait les conditions d'Inada[3]. On suppose que la fonction d'utilité est de type CRRA (Constant Relative Risk Aversion) :

$$u\left(c\right) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

où $\sigma > 1$ est le coefficient d'aversion relative pour le risque. Ainsi, l'aversion absolue pour le risque dépend du niveau de richesse ; celle-ci est d'autant plus faible que le ménage est riche. La consommation est supposée strictement positive[4]. $\beta \in]0;1[$ désigne le facteur d'actualisation. L'ensemble Ω désigne toutes les réalisations possibles de la variable aléatoire s pour un agent qui reste en vie[5]. Le second terme de l'équation décrit l'utilité retirée du bien-être de sa descendance. Le paramètre η indique l'ampleur de l'altruisme des agents. Il est d'autant plus fort que ce paramètre est proche de 1. Le legs sera d'autant plus conséquent que le ménage est altruiste.

[3] Ces différentes conditions nous assurent qu'il existe un sentier de croissance équilibrée.
[4] Cette hypothèse implique alors que la fonction d'utilité est bornée par le bas.
[5] Il s'agit donc d'un sous ensemble de S qui inclut S_1 et une partie de S_2.

Pour $\eta = 0$, le legs devient accidentel. La fonction $V(a_{t+1}, s_{t+1})$ désigne le bien-être des descendants, qui héritent du stock de richesse a_{t+1} et tirent un choc s_{t+1} dans la distribution du revenu salarial. On suppose en outre que l'utilité espérée d'un agent nouvellement né V est la même qu'un ménage en âge de travailler.

1.3.2 L'entreprise

La production de biens nécessite du capital, K, et du travail, N. La technologie de production, qui décrit le processus de production, est de type Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants :

$$Y_t = F(K_t, L_t) = BK_t^{\alpha} \left(X_t N_t\right)^{1-\alpha}$$

Le capital se déprécie au taux constant δ. B n'est autre qu'un paramètre d'échelle. X_t désigne le progrès technique neutre au sens de Harrod. Il a pour effet d'améliorer le travail. On suppose que ce dernier croît au taux μ : $X_{t+1} = (1+\mu) X_t \Longrightarrow X_t = (1+\mu)^t X_0$. Dans une économie où le progrès technique est neutre au sens de Harrod, les variables agrégées croissent au taux $\mu + n$ sur le sentier de croissance régulière. Les variables par tête croissent au rythme du progrès technique μ. En revanche, le taux d'intérêt est constant sur le sentier de croissance équilibrée.

1.4 Transmission de capital physique et humain

Chaque fois qu'un agent meurt, il est remplacé par un autre agent qui hérite alors de sa richesse. Ainsi, une partie de l'inégalité de richesse est transmise aux agents nouvellement nés.

L'hétérogénéité de richesse est aussi d'origine salariale. Les ménages naissent avec des niveaux de salaires différents, qui reflètent la situation salariale des parents au sortir de la vie active. Les jeunes actifs débutent alors leur vie active avec des rémunérations salariales différentes, ce qui les conduit à des choix différents d'épargne

qui concourent à l'inégalité de richesse. Si la situation salariale d'un ménage reflète l'accumulation de capital humain en partie hérité, l'inégalité de richesse trouve alors, en partie, son origine dans l'inégalité face à l'héritage de capital humain.

1.5 Le Gouvernement

Le gouvernement procède à deux types d'impôt. L'un pénalise le revenu, l'autre réduit le montant des successions. Si le revenu du ménage est y, alors,le montant d'impôt sur le revenu dont le ménage doit s'acquitter est $t(y)$. Il est de type progressif et frappe aussi bien les revenus du travail que ceux du capital. Quant à l'impôt sur les successions, il est également progressif et intervient à l'entrée dans la vie active. Ainsi, si le ménage reçoit en héritage a', les droits de successions seront de $t_h(a')$. Le montant dont il hérite réellement est alors $a' - t_h(a')$.

1.6 La caisse de retraite

L'existence d'un système de retraite affecte les décisions en matière d'épargne à la veille de la retraite. Les ménages faiblement rémunérés ont besoin de peu de richesse ou d'aucune richesse, en présence d'un système de retraite, puisque leur consommation est largement financée par ce transfert de revenu. En revanche, pour des ménages fortement rémunérés, la pension de retraite peut paraître insuffisante, par rapport au revenu salarial, si bien qu'ils souhaitent davantage épargner (Gokhale, Kotlikoff, Sefton et Weale [2001] et Domeij et Klein [2002]). C'est pourquoi, il convient de modéliser le système de retraite, dans la mesure où ce dernier participe à l'hétérogénéité de richesse de par les disparités de comportement d'épargne qu'il induit.

On suppose que, durant la vie active, les ménages cotisent auprès de la caisse de retraite qui, en retour, leur verse une pension durant leur retraite. Le montant dû,

au titre du financement de la retraite, est proportionnel au revenu salarial. On note τ_r le taux proportionnel qui s'applique au revenu salarial. Il correspond au taux qui assure l'équilibre de la contrainte budgétaire de la caisse de retraite. Puisque les cotisations retraites sont proportionnelles au salaire, la pension versée, notée p_t, tient compte de l'effort de participation. Aussi, la pension de retraite est la somme pondérée du dernier salaire, w_{R-1} où R désigne la date d'entrée en retraite[6] et du salaire moyen des actifs, $\overline{w_t}$, dans l'économie :

$$p_t = \rho \left(\varrho \overline{w_t} + (1 - \varrho) w_{R-1} \right)$$

Cette modélisation calquée sur Hairault et Langot [2002] repose, d'une part, sur la volonté de reproduire certaines des caractéristiques du système de retraite français (que l'on précisera ultérieurement) et d'autre part sur la nécessité de prendre en considération le caractère redistributif de ce dernier. Lorsque ϱ est nul, la pension de retraite correspond au dernier salaire ce qui permet d'obtenir une mesure du ratio de remplacement $\rho = \dfrac{p_t}{w_{R-1}}$. Lorsque ϱ est non nul et positif, il rend compte du pouvoir redistributif de la caisse de retraite. Plus ϱ est faible et plus la pension de retraite est indexée sur le dernier salaire. L'inégalité de revenu et de richesse, qui découle en partie de l'hétérogénéité des trajectoires salariales, se répercute tout ou partie à l'entrée en retraite. Ainsi, un coefficient ϱ élevé permet de réduire les inégalités de revenu et de richesse, au sortir de la vie active.

[6] Dans la réalité, le calcul de la retraite se fonde sur les 25 meilleures années en terme de salaire. L'hypothèse de retenir uniquement le dernier salaire est faite à des fins de simplification (à savoir retenir uniquement le dernier salaire). En effet, tenir des compte des 25 meilleures années dans le calcul de la retraite augmenterait considérablement le nombre de variables d'état et rendrait la résolution du modèle particulièrement compliquée.

1.7 Incomplétudes des marchés

On suppose que les travailleurs ne peuvent que partiellement s'assurer contre les risques individuels de revenu salarial *via* les marchés financiers. En effet, ceux-ci sont incomplets. Il n'existe pas autant d'actifs contingents que d'état de la nature. En outre, il n'existe aucun marché d'annuités qui permet de contracter une assurance contre le risque individuel de mort. On suppose enfin que l'emprunt est impossible. Les ménages averses au risque et désireux de lisser leur consommation ont alors recours à l'épargne. Enfin, l'hypothèse selon laquelle l'endettement est interdit et les probabilités de mort sont non nulles évite que l'éventualité "les agents meurent en laissant des dettes" se produise.

1.8 L'équilibre

1.8.1 Règles de décision des ménages

Le vecteur des variables d'état du ménage est le vecteur (a, s) où a représente le stock de richesse de début de période et s la réalisation spécifique au ménage des évènements idiosyncrasiques. Soit $v(a, s)$ l'utilité intertemporelle du ménage dont le stock de richesse est a et dont la classe d'âge et de salaire d'appartenance est résumée par la variable s. On note A l'ensemble des valeurs admissibles du stock d'actifs (étant donné la contrainte de non endettement qui pèse sur les agents ce dernier prend ses valeurs dans $\mathbb{R}^+$). Le programme que résout le ménage, écrit sous

sa forme récursive[7], est le suivant :

$$v\left(a,s\right)=\max_{c,\ a'\in A}u\left(c\right)+\beta(\sum_{s'\in\ \Omega}\pi(s'/s)v\left(a',s'\right)+\eta\sum_{s'\notin\ \Omega}\pi(s'/s)V(a^{'}-t_h(a'),s'))$$

sous les contraintes :

$$c+a'=a\left(1+r\right)+\left(1-\tau_r\right)w_s-t\left(ar+\left(1-\tau_r\right)w_s\right)\quad s\in S_1$$

$$c+a'=a\left(1+r\right)+p_s-t\left(ar+p_s\right)\quad s\in S_2$$

$$a'\geq 0$$

$$c>0$$

Le temps n'apparaît pas car l'étude porte sur l'état stationnaire. Afin d'éliminer les effets de la croissance de la population et du progrès technique, les variables que nous considérons sont les suivantes :

$$\widehat{a}=\frac{a}{XN};\widehat{c}=\frac{c}{XN};\widehat{w}=\frac{w}{XN};\widehat{p}=\frac{p}{XN}$$

L'équation de Bellman que résout le ménage devient alors :

$$v\left(\widehat{a},s\right)=\max_{\widehat{c},\widehat{a}'\in A}u\left(\widehat{c}\right)+\beta(1+g)^{1-\sigma}(\sum_{s'\in\ \Omega}\pi(s'/s)v\left(\widehat{a}',s'\right)\tag{2.1}$$

$$+\eta\sum_{s'\notin\ \Omega}\pi(s'/s)V(\widehat{a}'-t_h(\widehat{a}'),s'))$$

sous les contraintes :

$$\widehat{c}+\widehat{a}'(1+g)=\widehat{a}\left(1+r\right)+\left(1-\tau_r\right)\widehat{w}_s-t(\widehat{a}r+\left(1-\tau_r\right)\widehat{w}_s)\ s\in S_1\tag{2.2}$$

$$\widehat{c}+\widehat{a}'(1+g)=\widehat{a}\left(1+r\right)+\widehat{p}_s-t\left(\widehat{a}r+\widehat{p}_s\right)\quad s\in S_2\tag{2.3}$$

$$\widehat{a}'\geq 0\tag{2.4}$$

$$\widehat{c}>0\tag{2.5}$$

[7] Dès lors que la fonction d'utilité est bornée par le haut et le bas, on peut montrer que :

- v est strictement croissante en son premier argument si l'utilité est une fonction strictement croissante.
- v est une fonction concave si u est une fonction concave.

La fonction d'utilité CRRA est bornée par le haut mais pas par le bas. Pour que ce soit le cas, il suffit d'imposer que la consommation est strictement positive.

où $(1+g) = (1+\mu)(1+n)$

Les solutions de ce programme sont des fonctions qui indiquent le choix optimal d'épargne $\widehat{a}' = f(\widehat{a}, s)$ et de consommation $\widehat{c} = h(\widehat{a}, s)$ quels que soient la classe d'âge et de salaire à laquelle le ménage appartient s et le stock de richesse de début de période $\widehat{a}$.

1.8.2 Définition de l'équilibre

L'analyse économique s'effectue en équilibre partiel. Soit $\lambda(\widehat{a}, s)$ la distribution de probabilité définie sur l'espace $\Xi = [0; \widehat{a}_{\max}[\times S$[8]. Cette dernière indique la proportion d'agents dont la richesse est égale à $\widehat{a}$ et dont la classe d'âge et de salaire d'appartenance est résumée par s. Définir l'équilibre stationnaire pour cette économie consiste à déterminer, pour un taux de rendement du capital r donné, l'ensemble des règles de décisions $\widehat{c} = h(\widehat{a}, s)$ et $\widehat{a}' = f(\widehat{a}, s)$, les fonctions valeurs $v(\widehat{a}, s)$ et $V(\widehat{a}, s)$, la politique du gouvernement en matière de retraite, τ_r, la distribution de probabilité $\lambda(\widehat{a}, s)$ et le vecteur des variables agrégées $(\widehat{A}, \widehat{C})$. L'état stationnaire vérifie, alors :

(i) Les règles de décision $\widehat{c} = h(\widehat{a}, s)$ et $\widehat{a}' = f(\widehat{a}, s)$ sont solution du programme (2.1) sous les contraintes (2.2), (2.3), (2.4) et (2.5)

(ii) La distribution de probabilités associée à $\{\widehat{a}'(\widehat{a}, s), \pi(s'/s)\}$ est une distribution stationnaire vérifiant :

$$\lambda(\widehat{a}', s') = \sum_{\widehat{a}} \sum_{s} \pi(s'/s) \lambda(\widehat{a}, s) \, I(\widehat{a}', \widehat{a}, s)$$

où $I(\widehat{a}', \widehat{a}, s)$ est une variable indicatrice qui vérifie :

$$I(\widehat{a}', \widehat{a}, s) = \begin{cases} 1 \; si \; \widehat{a}' = f(\widehat{a}, s) \\ 0 \; sinon \end{cases}$$

[8] L'espace Ξ est discret car l'ensemble S est discret et que la grille de richesse est discrétisée.

(iii) La richesse agrégée, ainsi que la consommation sont, alors, définies par :

$$\widehat{A} = \sum_{\widehat{a}} \sum_{s} \widehat{a}'(\widehat{a}, s)\lambda\left(\widehat{a}, s\right)$$
$$\widehat{C} = \sum_{\widehat{a}} \sum_{s} \widehat{c}(\widehat{a}, s)\lambda\left(\widehat{a}, s\right)$$

La richesse totale et la consommation totale s'obtiennent en agrégeant respectivement les règles individuelles de décisions d'épargne et de consommation pondérées par le poids de chaque agent dans la distribution.

(iv) La caisse de retraite est équilibrée :

$$\tau_r \ / \sum_{\widehat{a}} \sum_{s \in S_1} \tau_r \widehat{w}_s \lambda\left(\widehat{a}, s\right) = \sum_{\widehat{a}} \sum_{s \in S_2} \widehat{p}_s \lambda\left(\widehat{a}, s\right)$$

Pour le taux de cotisation τ_r, les recettes de la caisse de retraite (la somme des prélèvements opérés sur le salaire des actifs) sont égales aux dépenses de la caisse de retraite (la somme des pensions versées au titre de la retraite).

2 Etalonnage du modèle

La période du modèle est l'année.

2.1 La démographie

Cette section a pour objet de présenter l'étalonnage de la matrice qui décrit les transitions d'une classe d'âge à une autre. On suppose que la population croît au taux n égal à $0,65\%$ par an (Charpin [1999]). Il reste donc à préciser le choix des valeurs de π_{22}, π_{33}, π_{44}, π_{55}, π_{67}, π_{61} et π_{77} de la matrice de transition d'une classe d'âge à une autre π_x. On suppose que le temps moyen passé sur la marché du travail est de 40 ans (le nombre d'années nécessaires pour prendre sa retraite en France). Le temps moyen passé à la retraite est fixé à 20 ans. Ainsi, si on suppose que le ménage débute sa vie active à l'âge de 20 ans, il décèdera à l'âge de 80 ans en moyenne. Le

choix du temps moyen passé dans chaque classe d'âge répond au souci de répliquer l'évolution moyenne des gains salariaux. Aussi, fixe-t-on le temps moyen passé dans la classes d'âge C_2 à 15 ans, le temps moyen passé dans la classe d'âge C_3 à 20 ans . Le temps moyen passé dans la classe d'âge C_4 est de 5 ans. On a conséquence : $1 - \pi_{22} = \frac{1}{15}$[9], $1 - \pi_{33} = \frac{1}{20}$ et $1 - \pi_{44} = \frac{1}{5}$. Les différences de durée des périodes de retraite sont fixées de façon à approcher le ratio de dépendance entre actifs et retraités. Pour ce faire, on fixe à 4 ans le temps moyen durant lequel le retraité ne peut mourir (temps moyen passé dans la classe d'âge C_5). On a alors $1 - \pi_{55} = \frac{1}{4}$. L'étalonnage des deux dernières phases de retraite (classes d'âge C_6 et C_7) intègre le fait que le ménage peut mourir et que la probabilité de mort croît avec l'âge. On fixe respectivement à 11 ans et 5 ans le temps moyen passé dans les classes d'âge C_6 et C_7. Il s'ensuit que : $\pi_{77} = 1 - \frac{1}{5}$. Puisque la probabilité de mort croît avec l'âge, π_{61}, la probabilité de mort lorsqu'on appartient à la classe d'âge C_6, doit être inférieure à π_{77}, la probabilité de mort lorsqu'on appartient à la classe d'âge C_7, égale à $\frac{4}{5}$. On impose alors que $\pi_{67} = \frac{1}{11} \times \frac{6}{7}$ et $\pi_{61} = \frac{1}{11} \times \frac{1}{7}$.

2.2 Le secteur productif

Le taux de dépréciation est fixé à $0,1$. Quant à la part du revenu dans le capital α, on la suppose égale à $0,3$. Le taux de progrès technique neutre au sens de Harrod est étalonné sur la base du taux de croissance de la productivité du travail : $\mu = 2$ %. Le paramètre d'échelle est normalisé afin que le salaire soit égal à 1. Le facteur travail est normalisé à 1. Quant au taux d'intérêt, il est fixé à $5,85\%$ (voir Hairault et *al.* [2002]).

[9] Si la durée moyenne de la classe d'âge C_2 est de 15 ans alors : $Pr(x_{t+1} = C_3, x_t = C_2) = \frac{1}{15}$

2.3 Préférences et taux d'escompte psychologique

A l'image de Algan, Chéron, Hairault et Langot [2003], la valeur attribuée à l'aversion relative au risque est de $2,5$. De façon générale, dans tous les modèles stochastiques à agents hétérogènes sa valeur est comprise en 1 et 3. Le taux de préférence pour le présent β est fixé à $0,9986$ soit $\widehat{\beta} = \beta\left[(1+\mu)(1+n)\right]^{1-\sigma} = 0,96$ afin d'approcher le ratio richesse sur produit[10] égal à 2.

2.4 Risque de revenu et progression salariale

A des fins de simplification, on suppose que le risque de revenu salarial est identique quelle que soit l'âge du ménage en âge de travailler. Autrement dit la matrice de mobilité salariale est la même pour les classes d'âge C_1, C_2, C_3 et C_4. La matrice de mobilité salariale π_ε, qui rend compte du risque individuel de revenu salarial qui pèse sur les ménages, est calée sur celle issue des estimations obtenues à partir du modèle DESTINIE (Colin [1999]). Cette dernière fournit la mobilité interdécile[11] sur la période 1982-1992.

$$\pi_\varepsilon = \begin{pmatrix}
0{,}8735 & 0{,}0744 & 0{,}0208 & 0{,}0116 & 0{,}0033 & 0{,}0031 & 0{,}0039 & 0{,}0022 & 0{,}004 & 0{,}0031 \\
0{,}0398 & 0{,}8261 & 0{,}0726 & 0{,}0378 & 0{,}0113 & 0{,}0026 & 0{,}0028 & 0{,}0037 & 0{,}0010 & 0{,}0024 \\
0{,}0296 & 0{,}0620 & 0{,}7860 & 0{,}1017 & 0{,}0005 & 0{,}0085 & 0{,}0068 & 0{,}0012 & 0{,}0032 & 0{,}0006 \\
0{,}0156 & 0{,}0128 & 0{,}0706 & 0{,}7593 & 0{,}1210 & 0{,}0053 & 0{,}0061 & 0{,}0060 & 0{,}0004 & 0{,}0029 \\
0{,}0116 & 0{,}0108 & 0{,}0397 & 0{,}0842 & 0{,}7477 & 0{,}0864 & 0{,}0095 & 0{,}0018 & 0{,}0078 & 0{,}0005 \\
0{,}0113 & 0{,}0039 & 0{,}0066 & 0{,}0002 & 0{,}1105 & 0{,}7575 & 0{,}0845 & 0{,}0177 & 0{,}0046 & 0{,}0031 \\
0{,}0074 & 0{,}0060 & 0{,}0019 & 0{,}0026 & 0{,}0009 & 0{,}0958 & 0{,}7822 & 0{,}0857 & 0{,}0130 & 0{,}0046 \\
0{,}0053 & 0{,}0015 & 0{,}0013 & 0{,}0021 & 0{,}0039 & 0{,}00347 & 0{,}0771 & 0{,}8021 & 0{,}0653 & 0{,}0068 \\
0{,}0032 & 0{,}0021 & 0{,}0002 & 0{,}0004 & 0{,}0001 & 0{,}0047 & 0{,}0239 & 0{,}0659 & 0{,}8640 & 0{,}0354 \\
0{,}0027 & 0{,}0005 & 0{,}0003 & 0{,}0001 & 0{,}0007 & 0{,}0015 & 0{,}0031 & 0{,}0137 & 0{,}0367 & 0{,}9406
\end{pmatrix}$$

Elle indique la probabilité de passage d'un décile de salaire à un autre. Puisque le risque idiosyncrasique est apprécié au travers de la matrice de mobilité interdécile

[10] OCDE en chiffres, Statistiques sur les pays membres, Edition 2000.

[11] La matrice interdécile annuelle est obtenue en imposant :$\Pi_1 = \Pi_{10}^{1/10}$ où Π_1 et Π_{10} désignent respectivement la matrice de transition interdécile annuelle et décennale.

salariale, il s'ensuit que la différenciation des niveaux de salaire doit se faire par décile. Pour ce faire, on a recours au panel DADS[12] de 1994 (Piketty[1997]). Ce dernier indique le salaire moyen exprimé en francs par décile.

TAB. 2.1 – Salaire mensuel moyen par décile de salaire

D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
4820	5470	6180	6850	7540	8390	9390	10890	13770	23700

La grille de salaire vaut pour chaque classe d'âge avec, toutefois, une modification de celle-ci compte tenu de l'expérience acquise. Ainsi, l'échelle des salaires croît avec l'âge, ce qui explique que l'on ait considéré trois classes d'âge durant la vie active.

Les coefficients de progression salariale sont choisis de façon à reproduire l'évolution du salaire des actifs aux différents âges par rapport aux pensions des retraités durant le cycle de vie (Hairault et Langot [2002]).

TAB. 2.2 – Progression salariale le long du cycle de vie active

C2 vers C3	C3 vers C4
$1,29$	$1,39$

2.5 Altruisme et transmission de capital humain

Les agents, lorsqu'ils évaluent leur satisfaction, intègrent l'utilité que leur descendance peut tirer d'un éventuel legs. Le coefficient d'altruisme est fixé de façon à reproduire le ratio legs/actifs financiers de $1,4\%$, proche des évaluations effectuées

[12] Il s'agit de salaires mensuels, hors primes, nets de cotisations sociales et de CSG/RDS concernant les salariés à plein temps du secteur privé.

sur données françaises (Arrondel et Laferrère [1991]) ce qui nous conduit à le fixer à $0,9$. La corrélation entre le niveau du salaire du chef de famille et celui de sa descendance aurait permis de construire une matrice de mobilité sociale, fondée sur cette information. Cependant, en l'absence d'information sur ce sujet on considère que les descendants naissent dans la même classe de salaire que leur ascendant.

2.6 La caisse de retraite

L'étalonnage des paramètres (ρ, ϱ) répond au souci de répliquer un certain nombre de faits stylisés qui concernent le statut des retraités relativement à celui des actifs. Afin de s'approcher du ratio moyen des revenus issus du travail entre actifs et retraités, d'une valeur de $1,15$ (Charpin [1999]), on pose $\rho = 0,7899$. On pose $\varrho = 0,115$ afin de répliquer le rapport interdécile des revenus hors patrimoine des retraités égal à $4,2$ (Atkinson, Glaude, Olier et Piketty [2001]). On aboutit alors à un taux de cotisation de $31,42\%$.

2.7 Impôt progressif sur le revenu et sur les successions

Dès lors que l'impôt est progressif, les taux marginaux d'imposition sont croissants avec le revenu. Cette non-linéarité est difficile à modéliser parce qu'elle résulte d'effets de seuil. Cela est d'autant plus délicat que notre modélisation ne prétend pas rendre compte du niveau des grandeurs économiques. La démarche retenue consiste alors à identifier la place de ces seuils dans la distribution observée des revenus et des legs, information qui a alors une correspondance directe et comparable dans notre modèle. La progressivité d'un impôt est alors appréhendée par un certain vecteur de taux marginaux qui s'appliquent respectivement entre des points de la fonction de répartition des distributions du revenu et du legs.

2.7.1 Impôt sur le revenu

L'imposition des revenus est progressive. Le barème[13] s'applique au revenu imposable pour une part, c'est-à-dire au quotient familial. Le mécanisme du quotient familial s'applique au revenu imposable. Ce dernier s'obtient en appliquant au revenu déclaré la déduction pour frais réel de 10% et l'abattement de 20%. Chaque situation familiale correspond à un nombre de parts : chaque adulte compte pour une part, les deux premiers enfants pour une demi-part chacun ; à partir du troisième enfant, celui-ci compte pour une part entière.

TAB. 2.3 – Barème de l'impôt progressif sur le revenu en 1996

Tranche de revenu imposable pour une part	taux
moins de 25610 Francs	0 %
de 25610 à 50380 Francs	10, 5%
de 503800 à 88670 Francs	24 %
de 88670 à143580 Francs	33 %
de 143580 à 233620 Francs	43 %
de 233620 à 288100 Francs	48 %
plus de 288100 Francs	54 %

Les taux utilisés dans le cadre du modèle sont ceux donnés dans le tableau 2.3. Il reste à calibrer les 6 seuils de tranche par identification de leur place dans la distribution des revenus. Le tableau 2.4 nous fournit la distribution du revenu du ménage par décile en francs[14] (colonne 2 et 3).

A l'image de Ventura [1999], on suppose que le ménage est composé d'un couple et de deux enfants. Le revenu déclaré du tableau 2.4 est donc celui d'un ménage

[13] Source : Piketty [2001], p298

[14] Source : Piketty [1997]. Il s'agit des revenus annuels divisés par 12, comprenant les salaires, les revenus des indépendants, les retraites, les transferts et les revenus du patrimoine. Il s'agit, donc, de revenus nets de cotisations sociales et de CSG/RDS mais pas des autres impôts directs (IR, TH)

TAB. 2.4 – Distribution du revenu moyen en 1994

Décile	Revenu moyen	Limite de décile	Revenu	Quotient familial
D1	3070	P10	4530	1087
D2	5480	P20	6425	1542
D3	7290	P30	8150	1956
D4	9010	P40	9880	2371
D5	10740	P50	11700	2808
D6	12660	P60	13730	3295
D7	15000	P70	16270	3905
D8	17930	P80	19790	4749
D9	22390	P90	25890	6215
P90-95	28800	P95	32040	7690
P95-P100	47740	P99	48336	11601
		P99,5	62945	15107
		P99,9	118205	28369

Note : les fractiles P99, P99,5 et P99,9 sont issus de : "Les hauts revenus en France au XX siècle de Piketty" (p 619)

de ce type. Puisque le barème de l'impôt progressif sur le revenu s'applique au revenu imposable par part, il nous faut obtenir les caractéristiques distributionnelles relatives au quotient familial (revenu imposable par part). Comme le revenu, ici considéré, est celui d'un ménage formé d'un couple et de deux enfants, le nombre de parts est de 3. La distribution du quotient familial (les limites de décile du quotient familial sont fournies par la colonne 5) s'obtient de la façon suivante :

$$quotient\ familial = \frac{revenu \times 0,8 \times 0,9}{3}$$

Les données relatives à la distribution du revenu sont mensuelles. Aussi, pour ordonner les seuils de tranche annuels par rapport aux limites de décile du quotient familial mensuel, ceux-ci sont ramenés à un niveau mensuel. On note $t_1 = 25\,610$ Frs, $t_2 = 50\,380$ Frs, $t_3 = 88\,670$ Frs, $t_4 = 143\,580$ Frs, $t_5 = 233\,620$ Frs et $t_6 = 288\,100$ Frs les seuils de tranche qui prévalent pour le calcul de l'impôt progressif sur le revenu annuel. Ramenés à un niveau mensuel, ils deviennent respectivement

$t_1^m = 2134 Frs$, $t_2^m = 4198\ Frs$, $t_3^m = 7389\ Frs$ $t_4^m = 11\,965\ Frs$, $t_5^m = 19\,468\ Frs$ et $t_6^m = 24\,008\ Frs$.

Par comparaison des limites supérieures des déciles du quotient familial aux seuils de tranche, on obtient le classement suivant (position des seuils de tranche par rapport aux limites du revenu imposable par part) :

$$P10 < P20 < P30 < t_1^m < P40 < P50 < P60 < P70 < t_2^m < P80$$

$$P90 < t_3^m < P95 < P99 < t_4^m < P99,5 < t_5^m < t_6^m < P99,9$$

Enfin, il faut ajouter que le système d'imposition des revenus est assorti d'un système de décote, institué dans le cadre de la loi de Finances pour 1982. Ce système de décote vise à alléger la charge fiscale des ménages les plus modestes. Le choix de le modéliser est motivé par le fait qu'il constitue l'un des mécanismes majeurs à l'origine de l'exonération d'un grand nombre de ménages. En 1993, 3 193 000 de foyers étaient exempt de l'impôt progressif sur le revenu de par le mécanisme de la décote (Ducamin, Baconnier et Briet [1996]). Ainsi, tout ménage éligible au système de décote, c'est-à-dire dont la cotisation d'impôt est inférieure à la limite de décote, bénéficie d'une réduction d'impôt. Cette mesure a pour effet d'accentuer le caractère progressif de l'impôt sur le revenu au bas de l'échelle des revenus. La remise est donnée par la formule arithmétique suivante. A des fins de présentation, on pose $t(y)$ l'impôt que doit acquitter le ménage avant que le mécanisme de la décote[15] ne soit pris en considération, $t_f(y)$ l'impôt final et LD la limite de décote :

$$t_f(y) = \begin{cases} t(y) \text{ si } t(y) > LD \\ t(y) - (LD - t(y)) \text{ si } t(y) \leq LD \end{cases}$$

La limite de décote est fixée de façon à obtenir une valeur réaliste du nombre de ménages exempt de l'impôt progressif sur le revenu à savoir de l'ordre de 50%.

[15] La formule de la décote est celle qui s'appliquait aux revenus de 1999 (source : www.assemblee-nationale.fr/budget/plf2000/g1861b11.asp)

2.7.2 Impôt sur les successions

L'impôt progressif sur les successions s'ajoute à celui du revenu. L'impôt sur les successions porte sur le montant de legs laissé aux descendants. A la différence de l'impôt progressif sur le revenu tout ménage qui hérite y est soumis. Cependant, l'existence d'un abattement en ligne directe exempte de celui-ci tous les héritiers qui reçoivent un legs inférieur à 300 000 francs. A ce jour, les seuils d'imposition et les taux d'imposition[16] qui s'appliquent sont ceux donnés par le tableau 2.5. On pose $t_{s1} = 300\,000\ Frs$, $t_{s2} = 350\,000\ Frs$, $t_{s3} = 375\,000\ Frs$, $t_{s4} = 400\,000\ Frs$, $t_{s5} = 3\,700\,000\ Frs$, $t_{s6} = 5\,900\,000\ Frs$ et $t_{s7} = 11\,500\,000\ Frs$, les seuils de tranche du barème de l'impôt progressif sur les successions.

TAB. 2.5 – Barème de l'impôt progressif sur les successions

Tranche d'héritage imposable en ligne directe	Taux de l'impôt
moins de 300 000 Francs	0 %
de 300 000 à 350 000 Francs	5 %
de 350 000 à 375 000 Francs	10 %
de 375 000 à 400 000 Francs	15 %
de 400 000 à 3 700 000 Francs	20 %
de 3 700 000 à 5 900 000 Francs	30 %
de 5 900 000 à 11 500 000 Francs	35 %
plus de 11 500 000 Francs	40 %

Les taux utilisés sont ceux décrits dans le tableau 2.5. Quant aux seuils de tranche, ils sont déterminés suivant la même méthode employée pour étalonner ceux qui concernent l'impôt progressif sur le revenu. Ils sont étalonnés de façon à reproduire leur classement par rapport au niveau moyen de chaque décile de la distribution des successions[17].

[16] Source : Piketty [2001], p770-771.

[17] Source : Arrondel et Laferrère [2001], p13. Ces données sont elles mêmes issues de l'enquête sur les mutations à titre gratuit de 1994 de la DGI.

TAB. 2.6 – Transmission moyenne par décile

D10	55330
D20	126500
D30	200250
D40	266500
D50	333500
D60	402000
D70	512500
D80	669500
D90	984500
D10	2731000
P95	3925000
P99	8906500

On en déduit le classement suivant :

$$D1 < D2 < D3 < D4 < t_{S1} < D5 < t_{S2} < t_{S3} < t_{s4} < D6$$
$$D6 < D7 < D8 < D9 < D10 < t_{s5} < P95 < t_{s6} < P99 < t_{s7}$$

2.8 Evaluation quantitative du modèle

Il s'agit d'évaluer la capacité du modèle à reproduire certaines des caractéristiques de l'économie française.

2.8.1 Les grandeurs macroéconomiques

Le modèle reproduit fidèlement le ratio capital physique/revenus totaux distribués égal à 2 et sous-estime, quelque peu, le ratio legs/actifs financiers. La part de l'impôt progressif sur le revenu dans le revenu imposable est sous-estimée puisque cette dernière valait $7,4\%$ en 1996 (Bourguignon et Bureau [1999]). La réplication du nombre de ménages exonérés de l'impôt progressif est assez bonne puisqu'en 1996 ils étaient $50,1\%$ à ne pas payer l'impôt progressif sur le revenu (Piketty [2001]).

TAB. 2.7 – Variables agrégées

Grandeurs macroéconomiques	Données	Modèle
A/Y	2	2,04
legs/A (%)	1,4	1,3
T/Y imposable (%)	7,4	7,1
nombre de ménages exempt de l'impôt sur le revenu (%)	50,1	48
% de la recette fiscale totale acquittée par P90-P100	63,3	63,8
IS/Y (%)	0,38	0,49

Par ailleurs, le modèle réplique plutôt bien le montant d'impôt acquitté par les 10% les plus riches en termes de revenu. En 1994, ils participaient, à hauteur de 63,3% de la recette fiscale totale issue de l'impôt progressif sur le revenu (Piketty [2001]). Enfin, le modèle surestime la part de l'impôt sur les successions dans les revenus totaux distribués puisque ce dernier s'élevait à 0,38% en 1999 (Les notes bleues de Bercy [1999]).

2.8.2 Les inégalités

Le modèle doit pouvoir répliquer les principales propriétés distributionnelles du revenu, de la richesse et des transmissions successorales pour se prêter à l'analyse de l'impact de la progressivité de l'impôt sur le revenu et sur les successions sur l'inégalité de richesse. Le modèle sous-estime légèrement l'inégalité de revenu[18]. La distribution théorique de la richesse semble correctement appréhendée du point de vue de l'indice de Gini. Le modèle permet en outre de reproduire la concentration de la richesse parmi les 10% des ménages les plus riches. Le modèle surestime la part de la richesse totale détenue par le dernier quartile et sous-estime la concentration de la richesse au bas de la distribution des richesses. Les ménages pauvres du modèle le sont plus que dans les données françaises. Toutefois, globalement, le modèle permet d'approcher, assez fidèlement, la distribution des richesses en France. Enfin,

[18] Source : Chambaz et *al.*[1999].

le modèle reproduit assez fidèlement la concentration de la richesse parmi les 5% des successions les plus importantes[19].

TAB. 2.8 – Inégalités de richesse, de revenu et de legs

	Données	Modèle
Indice de Gini du revenu	33%	$30,7\%$
Indice de Gini du salaire	27%	$27,2\%$
Indice de Gini de la richesse	[60%; 70%]	$69,7\%$
montant de richesse détenu par P90-P100	[40%; 50%]	$48,84\%$
montant de richesse détenu par P75-P100	70%	$79,89\%$
montant de richesse détenu par P0-P25	1%	$0,25\%$
montant de richesse détenu par P0-P50	8%	$4,02\%$
montant de legs détenu par P95-P100	$30,4\%$	$31,29\%$
montant de legs détenu par P99-P100	$13,4\%$	$8,4\%$

3 Evaluation quantitative de la progressivité des impôts sur le revenu et sur les successions

L'objectif de cette section est d'apprécier la contribution relative de la progressivité actuelle de l'impôt sur le revenu et sur les successions à la réduction de l'inégalité de richesse en France. Le passage à un impôt proportionnel est mené à poids constant de l'impôt dans le revenu total, pour l'impôt sur les successions, et dans le revenu imposable pour l'impôt sur le revenu. Ceci nous a conduit à fixer le taux proportionnel d'imposition du revenu à $7,07\%$ et celui des successions à $16,5\%$.

3.1 Propriétés macroéconomiques

La proportionnalité de l'impôt sur les successions induit une hausse minime de la richesse moyenne. En revanche, lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel,

[19] Source : Arrondel et Laferrère [2001].

TAB. 2.9 – Variables agrégées

Grandeurs macroéconomiques	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
A	2,3	4,4	2,5
A/Y	2	3,7	2,2
C	1,02	1,07	1,02
legs bruts/A (%)	1,3	1,55	1,35
T/Yimposable (%)	7,08	7,08	7,26
agents exempt de l'impôt sur le revenu (%)	48	0	47,6
recette fiscale acquittée par P90-P100 (%)	63,8	27	63,67
IS/Y (%)	0,49	1,30	0,49

Note : les symboles Ir et Is renvoient respectivement à l'impôt proportionnel sur le revenu et sur les successions

la richesse augmente sensiblement. Cette dernière accuse une augmentation proche de 100%. Il s'ensuit une hausse importante de la part de la richesse dans les revenus totaux distribués $\frac{A}{Y}$. Ce n'est pas le cas lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel.

La hausse qu'accuse la consommation est moindre par rapport à celle de la richesse. La consommation s'accroît lorsque l'impôt sur le revenu devient progressif. En revanche, la consommation reste inchangée lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel. Rappelons ici que nous nous contentons d'une analyse d'état stationnaire et qu'une analyse pertinente de la consommation supposerait de prendre en compte la transition vers un état stationnaire plus capitalistique et donc le coût transitoire en termes de consommation.

Il apparaît que la progressivité de l'impôt sur le revenu influence significativement l'accumulation de capital privé, à la différence de celle de l'impôt sur les successions. La raison en est simple. L'accumulation de capital répond principalement à un motif d'assurance contre le risque de revenu. La progressivité de l'impôt sur le revenu réduit le niveau du risque de revenu et rend donc moins nécessaire l'auto-assurance. En revanche, la progressivité de l'impôt sur les successions ne réduit pas directement

le risque de revenu ou peu. Elle diminue le rendement après impôt de l'accumulation pour un motif de legs.

TAB. 2.10 – Richesse moyenne le long du cycle de vie

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
C_2	$1,62$	$3,23$	$1,80$
C_3	$2,82$	$4,99$	$2,99$
C_4	$3,38$	$5,73$	$3,55$
C_5	$2,92$	$5,31$	$3,11$
C_6	$2,06$	$4,42$	$2,27$
C_7	$1,80$	$4,10$	$2,02$

On retrouve cette différence d'effets quantitatifs le long du cycle de vie (Tableau 2.10). Lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, la richesse moyenne s'accroît considérablement pour chaque classe d'âge. En revanche, lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, la richesse augmente dans des proportions moindres. En outre, lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, on observe que l'accroissement de la richesse est le plus élevé parmi les ménages retraités. Lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, le risque de revenu s'exacerbe pour chaque classe d'âge. Les ménages retraités épargnent alors davantage afin de s'assurer contre ce risque. En outre, les ménages retraités pour lesquels le risque de mort est non nul (classes d'âge C_6 et C_7) souhaitent aussi assurer leur descendance contre ce surcroît de risque. C'est la raison pour laquelle la part des legs dans la richesse et le poids de l'impôt sur les successions dans le revenu augmentent sensiblement lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel. La progressivité de l'impôt sur les successions réduit (accroît) le montant dont devront s'acquitter les héritiers pauvres (riches) mais ne réduit pas ou très peu le risque de revenu des héritiers. C'est pourquoi, la part du legs dans la richesse augmente très peu lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel.

Cette analyse des effets de la progressivité de l'impôt sur les comportements d'accumulation révèle une différence fondamentale entre les deux types de progressivité. La progressivité de l'impôt sur le revenu joue directement sur l'importance des risques subis par les ménages et par leurs descendants au cours de leur vie, tandis que la progressivité de l'impôt sur les successions influence davantage le prix de l'accumulation pour le motif de legs.

3.2 Inégalités

Si l'objet de notre étude concerne principalement la distribution de richesse, on examine également les distributions de l'héritage, du revenu et de la consommation.

3.2.1 Inégalité de richesse

Le passage à une imposition proportionnelle, qu'elle porte sur le revenu ou sur les successions, provoque une hausse de l'indice de Gini. La hausse, qu'accuse l'indice de Gini, est peu élevée égale à $1,8$ points et est plus faible lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel (Tableau 2.11).

Tab. 2.11 – Indice de Gini de la richesse

Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
$69,7\%$	$71,5\%$	$70,9\%$

Lorsque l'impôt sur le revenu et sur les successions deviennent proportionnels, le montant d'impôt que les ménages pauvres (riches) doivent acquitter augmente (diminue) à comportement d'épargne donné. Les ménages pauvres (riches) sont découragés (encouragés) d'épargner. En outre, la proportionnalité de l'impôt sur le revenu, en modifiant la facture de l'impôt sur le revenu exacerbe le risque de revenu.

Les ménages souhaitent davantage épargner pour motif de précaution ce qui n'est pas le cas pour l'impôt sur les successions. La progressivité de l'impôt sur le revenu réduit alors davantage la richesse des ménages riches par rapport à la progressivité de l'impôt sur les successions (Tableau 2.12). C'est par ce mécanisme que la progressivité de l'impôt sur le revenu réduit l'inégalité de richesse.

TAB. 2.12 – Niveau de richesse du 10ème décile de patrimoine

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
$\frac{A_{D10}}{Y}$	5	7,57	5,42
$\frac{a'-a}{Y}$	0,139	0,21	0,149

Lorsque l'indice de Gini est différencié suivant la classe d'âge à laquelle le ménage appartient, la hausse de l'indice de Gini, qui découle de la modification du mode de calcul de l'impôt sur le revenu et sur les successions, est plus significative (Tableau 2.13). Lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, la hausse de l'indice de Gini est maximale pour les ménages à la veille de la retraite (classe d'âge C_4). Parmi ces ménages, on trouve ceux dont la richesse est la plus élevée (Tableau 2.10) et pour qui l'effort d'épargne est le plus conséquent. Il s'agit donc de ménages pour lesquels l'accumulation de capital et le montant d'impôt à payer se modifieront sensiblement suite à un changement de l'imposition du revenu[20].

En revanche, lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, la hausse de l'indice de Gini est la plus prononcée pour les ménages à la veille de la mort

[20] confère annexe

TAB. 2.13 – Indice de Gini de la richesse le long du cycle de vie

en %	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
C_2	75, 6	75, 6	76, 7
C_3	67, 7	69, 5	68, 3
C_4	59, 6	64, 5	60, 8
C_5	62, 4	66, 8	63, 9
C_6	69, 9	72, 3	72, 1
C_7	72, 4	74, 4	75, 7

(Classe d'âge C_7). A l'approche de la mort, le comportement d'épargne du ménage retraité devient plus sensible à toute modification de l'impôt sur les successions. Lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, le montant d'impôt sur les successions dont les héritiers doivent s'acquitter devient, à comportement d'épargne donné, moindre pour les plus riches d'entre eux et plus élevé pour les plus pauvres d'entre eux. Les ménages retraités et pauvres désaccumulent davantage alors que les ménages riches désépargnent moins[21].

Cette analyse indique que les ménages à la veille de la retraite et à la veille de la mort représentent les classes d'âge qui sont les plus concernées pour les premiers par une réforme de l'impôt sur le revenu et pour les seconds par une réforme de l'impôt sur les successions.

L'analyse de la concentration de la richesse des ménages à la veille de la mort (classe d'âge C_7) révèle que la proportionnalité de l'impôt sur les successions outre le fait qu'elle profite aux ménages les 5% les plus riches de la classe d'âge C_7, réduit sensiblement la richesse des ménages pauvres de cette classe d'âge (Tableau 2.14). Les 20% des ménages les plus pauvres de la classe d'âge C_7 sont désormais sans richesse et la part de richesse détenue par les ménages du deuxième quintile (P20-P40) se réduit considérablement. La proportionnalité de l'impôt sur les successions,

[21] confère annexe

au delà de l'accroissement d'impôt qu'elle induit chez les ménages pauvres, semble dissuader ces derniers de laisser un legs. Il semble que ce mécanisme ait contribué à l'accroissement de l'inégalité de richesse parmi les ménages retraités à la veille de la mort.

TAB. 2.14 – Distribution des richesses des ménages à la veille de la retraite et de la mort

	Classe d'âge C_4		Classe d'âge C_7	
	Référence	Ir proportionnel	Référence	Is proportionnel
P99-P100	6, 01%	7,14%	08, 37%	8, 67%
P95-P100	24, 12%	26,92%	31, 59%	33, 85%
P90-P100	41, 02%	44,42%	52, 56%	55%
P80-P100	63, 15%	67,27%	77, 65%	80, 08%
P60-P80	21, 13%	21,04%	15, 85%	16, 39%
P40-P60	9, 64%	7,84%	4, 50%	3, 30%
P20-P40	4, 63%	3,05%	1, 76%	0, 23%
P00-P20	1, 44%	0,81%	0, 24%	0%

L'analyse conduite sur l'ensemble de la population souffre cependant du caractère synthétique de l'indice de Gini. Une analyse, fondée sur la courbe de Lorenz, permet un examen plus approfondi des effets de la progressivité de l'impôt sur le revenu et sur les successions sur l'inégalité de richesse. De la courbe de Lorenz (Graphique 2.1), il ressort que le passage à une imposition de type proportionnel, quel que soit l'impôt, détériore principalement le sort des ménages qui font partie des 60% des ménages les plus pauvres. Pour cette population, les courbes de Lorenz qui concernent l'impôt proportionnel sur le revenu et sur l'héritage sont presque confondues. Cependant, la courbe de Lorenz relative à l'impôt proportionnel sur les successions est plus éloignée de la première bissectrice pour les 37% des ménages les plus pauvres (Graphique 2.2).

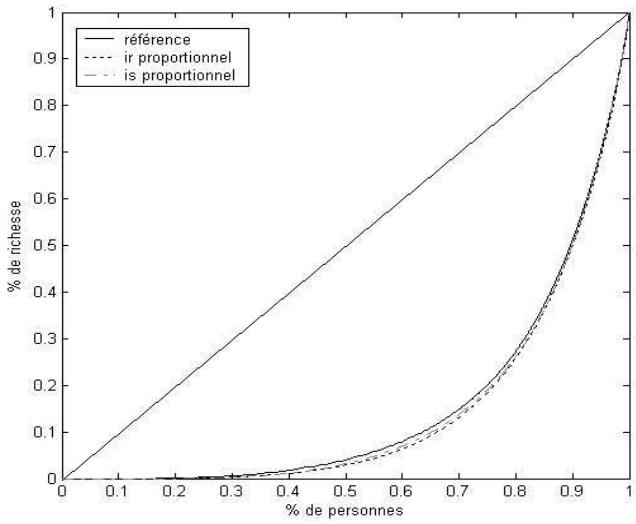

FIG. 2.1 – Courbe de Lorenz de la richesse

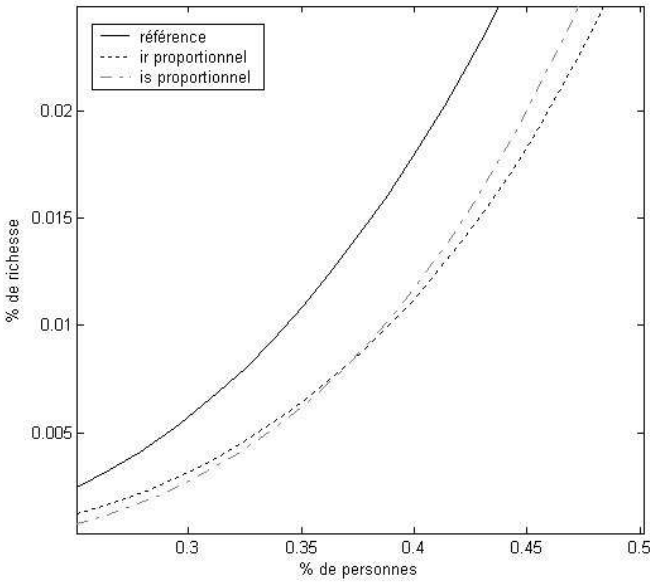

FIG. 2.2 – Agrandissement de la courbe de Lorenz de la richesse

L'analyse de la concentration de la distribution des richesses conforte les premiers résultats issus de l'étude de l'indice de Gini et de la courbe de Lorenz. Réformer le mode de calcul de l'impôt sur le revenu et sur les successions accroît (réduit) la part de richesse détenue par les ménages riches (pauvres). La progressivité de l'impôt sur le revenu réduit davantage la concentration en haut de la distribution de la richesse. A titre d'illustration, la part de richesse détenue par les ménages les 1% les plus riches ne se modifie pas lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel à la différence de l'impôt sur le revenu. L'analyse révèle, par ailleurs, que la proportionnalité de l'impôt sur le revenu profite principalement aux 5% des ménages les plus riches. Lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, ces ménages riches épargnent davantage et bénéficient d'une réduction d'impôt substantielle. L'impôt sur les successions ne s'applique qu'une fois par génération alors que l'impôt sur le revenu s'applique à toutes les étapes du cycle de vie. En outre, la progressivité de l'impôt sur le revenu affecte davantage le comportement d'accumulation car elle modifie le niveau du risque de revenu (Tableau 2.10). C'est la raison pour laquelle la progressivité de l'impôt sur le revenu réduit davantage la concentration de la richesse parmi les ménages riches.

TAB. 2.15 – Concentration de la richesse

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
P99-P100	7,83%	8,41%	7,83%
P95-P100	29,64%	30,83%	30,08%
P90-P95	19,20%	19,26%	19,67%
P90-P100	48,8%	50,1%	49,8%
P75-P100	79,9%	81,6%	81%
P0-P25	0,24%	0,12%	0,07%
P0-P50	4%	2,9%	3,2%

L'impact de la proportionnalité de l'impôt diffère en bas de la distribution. La richesse des ménages pauvres se réduit davantage lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel. Les 25% des ménages les plus pauvres ne détiennent plus que $0,07\%$ de la richesse totale lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel. Ils en détiennent $0,12\%$ (presque le double) lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel. Il semble que le caractère proportionnel de l'impôt sur les successions freine davantage l'accumulation de capital des ménages pauvres par rapport à l'impôt sur le revenu. L'analyse du nombre de ménages contraints financièrement abonde dans ce sens (Tableau 2.16). Lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, l'accroissement du nombre de ménages contraints sur leurs liquidités est plus important.

TAB. 2.16 – Agents contraints financièrement

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
total	$14,7\%$	$16,1\%$	$20,1\%$
C_2	$27,95\%$	$28,57\%$	$31,51\%$
C_3	$14,43\%$	$13,51\%$	$14,74\%$
C_4	0%	0%	0%
C_5	$2,04\%$	$4,86\%$	$4,71\%$
C_6	$9,95\%$	$15,90\%$	$23,66\%$
C_7	$8,11\%$	$12,03\%$	$31,72\%$

La hausse du nombre d'agents contraints financièrement concerne principalement les ménages jeunes (classe d'âge C_2) et les ménages retraités. La hausse est plus prononcée pour l'impôt sur les successions devenu proportionnel et est plus remarquable pour les ménages à la retraite. En effet, lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, la hausse du nombre de ménages contraints financièrement parmi les ménages retraités est supérieure à 100% et d'autant plus importante que le ménage

retraité est âgé. Ils sont $31,72\%$ de ménages à la veille de la mort à être contraints financièrement lorsque l'impôt sur les successions est proportionnel. Seulement $8,11\%$ des ménages à la veille de la mort sont contraints financièrement lorsque l'impôt sur les successions est progressif. Ainsi, les retraités pauvres à la veille de la mort, qui ont très peu d'incitation à laisser un legs[22], épuisent leur richesse lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel.

L'identification des ménages contraints financièrement suggère que le caractère proportionnel de l'impôt sur les successions dissuade les ménages pauvres de léguer. L'analyse de la distribution des successions nettes de l'impôt sur les successions le confirme. Lorsque l'impôt sur le revenu et sur les successions sont de type progressifs, $7,1\%$ des ménages n'héritent pas. En revanche, lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, $27,6\%$ des ménages ne reçoivent pas d'héritage. Ils ne sont que $10,5\%$ à ne pas recevoir d'héritage lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel.

TAB. 2.17 – Propriétés distributionnelles des successions nettes de l'impôt

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
Indice de Gini	$70,3\%$	$72,3\%$	$75,2\%$
P75-P100	$81,9\%$	$83,3\%$	$86,2\%$
P0-P25	$0,55\%$	$0,19\%$	0%

En outre, l'analyse de la distribution des successions nettes de l'impôt indique que l'impôt progressif sur les successions semble plus approprié pour réduire l'inégalité

[22] Les ménages pauvres sont typiquement des ménages pour lesquels l'utilité marginale est très élevée car leur consommation est faible. Ils souhaiteront léguer si l'utilité marginale de leur descendance est elle aussi élevée. Lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, l'utilité marginale du legs se réduit. Les plus pauvres ne souhaitent plus léguer.

face à l'héritage que l'impôt progressif sur le revenu (Tableau 2.17). La progressivité de l'impôt sur les successions accroît le montant d'impôt que doivent payer les héritiers riches et diminue celui des ménages relativement pauvres. Cette modification de l'impôt décourage l'accumulation des ménages riches pour un motif de legs alors qu'elle encourage les ménages pauvres à laisser un legs. Cela suffit à réduire sensiblement l'indice de Gini. La progressivité de l'impôt sur le revenu affecte la distribution des sucessions de façon plus indirecte. Celle-ci freine l'accumulation des ménages riches donc réduit le montant de richesse qui peut être accumulé et transmis à la mort.

A l'aune de ces résultats, il apparaît que la progressivité de l'impôt sur le revenu implique une baisse de l'épargne des plus riches qui contribue à la baisse de l'inégalité de richesse. La progressivité de l'impôt sur les successions réduit l'accumulation des ménages riches mais dans des proportions moindres par rapport à l'impôt sur le revenu. En outre, la progressivité de l'impôt sur les successions génère une épargne pour un motif de legs des ménages pauvres. Les retraités en bas de la hiérarchie salariale ne lèguent que s'ils sont exonérés de l'impôt sur les successions. Dans le cas contraire, ils préfèrent manger leur capital avant leur mort. Il en résulte une baisse de l'inégalité de richesse. Si l'objectif est d'améliorer la situation patrimoniale des plus mal lotis, la progressivité de l'impôt sur les successions s'avère plus efficace, en termes de réduction de l'inégalité de richesse, même si la réduction globale de l'inégalité, appréhendée par l'indice de Gini, est plus faible.

3.2.2 Inégalités de revenu

Modifier la nature du prélèvement de l'impôt sur le revenu et sur les successions affecte très différemment l'inégalité de richesse. L'indice de Gini s'accroît significativement lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel. L'indice de Gini

augmente de 5,6 points. La hausse est négligeable dans le cas de l'impôt sur les successions devenu proportionnel. L'anti-redistribution, qui découle du passage à une imposition proportionnelle du revenu, est conséquente. Les ménages les 20% les plus riches détiennent 43,4% du revenu total lorsque l'imposition du revenu est proportionnelle. Ces mêmes ménages ne détiennent plus que 38,73% du revenu total lorsque l'impôt sur le revenu est progressif.

TAB. 2.18 – Propriétés distributionnelles du revenu net de l'impôt

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
Indice de Gini	28,1%	33,7%	28,4%
P90-P100	23,67%	26,98%	23,81%
P80-P100	38,73%	43,39%	38,97%
P60-P80	21,64%	21,33%	21,69%
P40-P60	16,56%	15%	16,43%
P20-P40	12,99%	11,91%	12,92%
P00-P20	10,08%	8,38%	9,99%

L'examen de la courbe de Lorenz récapitule le résultat qui ressort de la comparaison de l'indice de Gini et des quintiles. La déformation que la courbe de Lorenz (Graphique 2.3) subit, lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, est mineure. En revanche, la proportionnalité de l'impôt sur le revenu accroît l'inégalité de revenu. La courbe de Lorenz s'écarte davantage de la première bissectrice.

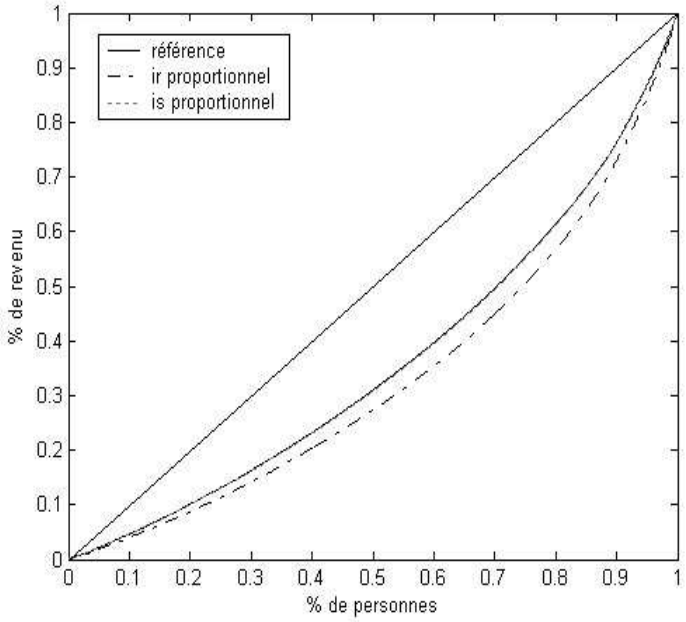

FIG. 2.3 – Courbe de Lorenz du revenu

La progressivité de l'impôt diminue naturellement l'inégalité de revenu (net d'impôt) à comportement d'épargne donné, mais également en réduisant l'épargne des plus riches. La progressivité de l'impôt sur les successions suscite un legs de la part des ménages en bas de l'échelle salariale. Cependant, ils sont trop petits pour engendrer un revenu plus élevé pour ces ménages à bas salaires. C'est la raison pour laquelle la baisse de l'inégalité de revenu est quasi nulle.

3.2.3 Inégalité de consommation

Les implications différentes en termes d'inégalité de revenu se retrouvent dans l'inégalité de consommation. Le passage à un prélèvement proportionnel de l'impôt sur le revenu et sur les successions affecte différemment la consommation suivant l'impôt considéré.

TAB. 2.19 – Propriétés distributionnelles de la consommation

	référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
Indice de Gini	23,9%	27,2%	23,95%

Alors que l'indice de Gini s'accroît lorsque l'impôt sur le revenu est imposé proportionnellement, celui-ci est inchangé pour l'impôt sur les successions devenu proportionnel. La proportionnalité de l'impôt sur le revenu réduit (accroît) le revenu des ménages pauvres (riches) et *de facto* diminue (augmente) la consommation des ménages pauvres (riches). C'est la raison pour laquelle l'inégalité de consommation s'accroît.

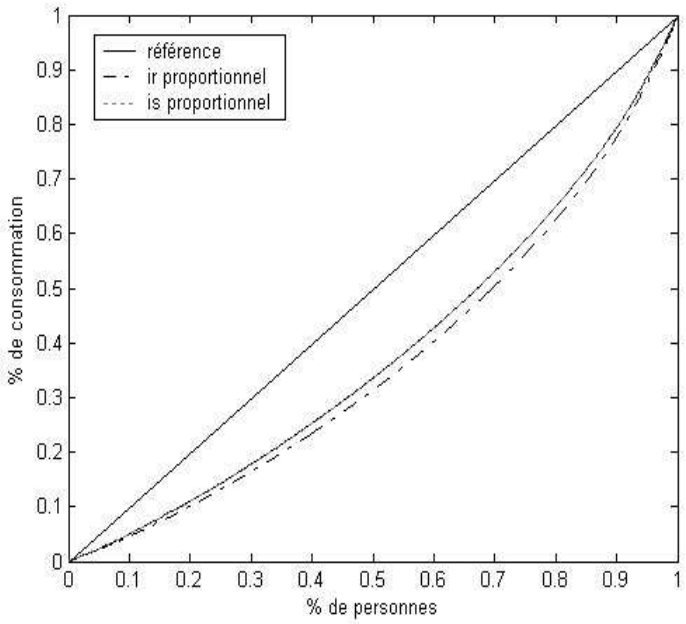

FIG. 2.4 – Courbe de Lorenz de la consommation

La courbe de Lorenz ne se modifie pas lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel (Graphique 2.4). En revanche, lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, la courbe de Lorenz s'écarte davantage de la première bissectrice. La

proportionnalité de l'impôt sur le revenu pénalise doublement les ménages : sur le plan de la richesse et de la consommation.

Ainsi, la progressivité de l'impôt sur le revenu semble avoir joué un rôle crucial dans la réduction de l'inégalité de consommation. Parce qu'elle a réduit le risque de revenu, elle a affecté très significativement à la baisse le degré d'inégalité de la distribution de la consommation.

L'analyse de l'utilité intertemporelle à l'entrée de la vie active suivant le décile de revenu conforte les résultats qui se dégagent de l'analyse de l'inégalité de richesse, de revenu et de consommation. Lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel, la modification que l'utilité intertemporelle accuse est mineure. Bien que la progressivité de l'impôt sur les successions incite les ménages pauvres à laisser un legs, ce dernier ne constitue pas un gain significatif en termes de revenu et donc de consommation. En revanche, la progressivité de l'impôt sur le revenu, en réduisant (augmentant) le montant d'impôt que les ménages pauvres (riches) doivent payer, réduit le risque de revenu. Les ménages pauvres à l'entrée de la vie active qui disposent de peu de richesse pour s'assurer contre le risque de revenu voient alors leur situation s'améliorer.

TAB. 2.20 – Utilité intertemporelle à l'entrée de la vie active par décile de reveneu

	Référence	Ir proportionnel	Is proportionnel
D1	$-34,14$	$-36,75$	$-34,19$
D2	$-31,34$	$-33,68$	$-31,38$
D3	$-29,44$	$-31,60$	$-29,49$
D4	$-27,18$	$-28,76$	$-27,23$
D5	$-24,97$	$-25,57$	$-25,00$
D6	$-21,95$	$-22,13$	$-21,93$
D7	$-19,37$	$-19,08$	$-19,30$
D8	$-16,73$	$-15,61$	$-16,56$
D9	$-13,53$	$-11,58$	$-13,27$
D10	$-9,08$	$-7,35$	$-8,90$

Conclusion

Le présent chapitre se proposait d'évaluer la contribution de la progressivité existante de l'impôt sur le revenu et sur les successions à la réduction de l'inégalité de richesse en France. Pour cela, un modèle à agents hétérogènes qui permet de capturer les inégalités observées de richesse, de salaire et de revenu a été construit.

Les degrés de progressivité inclus dans l'imposition du revenu et des successions ont produit des résultats étonnamment proches pour le degré global d'inégalités de richesse. Toutefois, les mécanismes par lesquels l'inégalité de richesse a été réduite sont différents. Il est apparu que la progressivité de l'impôt sur le successions, outre le fait qu'elle a augmenté les droits successions des ménages riches, a incité les ménages pauvres à léguer. La situation patrimoniale des ménages pauvres relativement à celle des ménages riches s'est alors améliorée. En revanche, la progressivité de l'impôt sur le revenu a considérablement diminué l'accumulation des plus riches à la différence de la progressivité de l'impôt sur les successions. C'est par ce canal que l'inégalité de richesse s'est réduite. Ces résultats révèlent que la progressivité de l'impôt sur le revenu a probablement joué un rôle important dans la réduction de la richesse détenue par les plus riches en France, comme le souligne Piketty [2003].

De façon plus attendue, la progressivité de l'impôt sur le revenu s'est avérée très efficace pour réduire les inégalités de revenu et de consommation en diminuant le risque de revenu. En revanche, la progressivité de l'impôt sur les successions semble plus confinée dans le champ de la richesse.

Si l'approche retenue a le mérite de mettre en exergue les mécanismes par lesquels les progressivités de l'impôt sur le revenu et sur les successions réduisent l'inégalité de richesse, un certain nombre de critiques doivent lui être adressées. Les degrés de progressivités inclus dans l'impôt sur le revenu et sur les successions diffèrent.

L'exercice tel qu'il a été mené ne permet pas de savoir si à degré de progressivité égal, l'impôt sur le revenu réduit plus l'inégalité de richesse. L'offre de travail est exogène si bien que d'un point de vue de l'efficacité il n'est pas possible d'apprécier les effets (des)incitatifs induits par le caractère proportionnel de l'impôt sur le revenu sur celle-ci et leur impact en retour sur l'inégalité de richesse. Il aurait été, enfin, intéressant d'apprécier l'articulation entre donations entre vifs, successions et inégalité de richesse à la lumière d'une réforme de l'imposition touchant l'impôt sur les successions ou celui sur les donations.

4 Annexe

4.1 Epargne du ménage

Cette section a pour objet de rendre compte du comportement d'épargne du ménage. Celui-ci est présenté, en annexe, afin de ne pas alourdir la présentation.

TAB. 2.21 – Comportement d'épargne le long du cycle de vie

$\frac{a'-a}{Y}$	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7
Référence	$0,0544$	$0,1108$	$0,1523$	$-0,0346$	$-0,0232$	$-0,0041$
Is proportionnel	$0,0564$	$0,1129$	$0,1566$	$-0,0262$	$-0,0154$	$0,0037$

Le tableau 2.21 montre que l'effort d'épargne est le plus important pour les ménages à la veille de la retraite (classe d'âge C_4). En outre, il révèle que le comportement d'accumulation se modifie le plus pour les ménages à la veille de la mort (classe d'âge C_7) lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel.

Le tableau 2.22 indique l'épargne nette de ménages à la veille de la retraite pour les plus pauvres d'entre eux (ceux qui appartiennent au 1^{er} décile de salaire) et les plus riches d'entre eux (ceux qui appartiennent au $10^{\text{ème}}$ décile de salaire).

TAB. 2.22 – Comportement d'épargne de la classe d'âge C4

$\frac{a'-a}{Y}$	w_1	w_{10}
Référence	$0,0538$	$0,2441$
Ir proportionel	$0,0520$	$0,3349$

Lorsque l'impôt sur le revenu devient proportionnel, les ménages pauvres à la veille de la retraite continuent d'épargner, mais moins. En revanche, les ménages riches à la veille de la retraite accumulent davantage. C'est la raison pour laquelle l'indice de Gini de la richesse au sein de cette classe d'âge s'accroît fortement.

Enfin, le tableau 2.23 montre que les ménages riches (ceux qui appartiennent au $10^{\text{ème}}$ décile de salaire), à la veille de la mort, accumulent davantage (leur effort

TAB. 2.23 – Comportement d'épargne de la classe d'âge C7 suivant le décile de salaire

$\frac{a'-a}{Y}$	w_1	w_{10}
Référence	$-0,0411$	$0,0863$
Is proportionel	$-0,0444$	$0,1850$

d'épargne fait plus que doubler) lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel. En revanche, les ménages pauvres (ceux qui appartiennent au 1er décile de salaire) désépargnent davantage lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel. C'est la raison pour laquelle l'indice de Gini de cette classe d'âge s'accroît fortement lorsque l'impôt sur les successions devient proportionnel.

4.2 Détermination du taux de cotisation

Le présent paragraphe se veut méthodologique. Il indique la façon dont le taux de cotisation a été déterminé. La détermination du taux de cotisation, qui équilibre la caisse de retraite, impose de déterminer au préalable le nombre d'actifs et de retraités. Soit P la matrice de transition démographique :

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \pi_{22} & 1-\pi_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \pi_{33} & 1-\pi_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \pi_{44} & 1-\pi_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{55} & 1-\pi_{55} & 0 \\ \pi_{61} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1-\pi_{61-}\pi_{67} & \pi_{67} \\ 1-\pi_{77} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{77} \end{pmatrix}$$

On pose $N_t^{c_i} = prob(age_t = C_i)$. On note Π_t le vecteur des probabilités inconditionnelles défini par :

$$\Pi_t = \begin{pmatrix} N_t^{c_1} \\ N_t^{c_2} \\ N_t^{c_3} \\ N_t^{c_4} \\ N_t^{c_5} \\ N_t^{c_6} \\ N_t^{c_7} \end{pmatrix}$$

Lorsque la population croît au taux n :

$$\Pi_{t+1} = \Pi_t(1+n)$$

On peut alors en déduire la distribution par âge stationnaire qui découle de la matrice des probabilités de transition démographique :

$$\begin{pmatrix} (1+n)N_t^{c_1} \\ (1+n)N_t^{c_2} \\ (1+n)N_t^{c_3} \\ (1+n)N_t^{c_4} \\ (1+n)N_t^{c_5} \\ (1+n)N_t^{c_6} \\ (1+n)N_t^{c_7} \end{pmatrix} = P' \begin{pmatrix} N_t^{c_1} \\ N_t^{c_2} \\ N_t^{c_3} \\ N_t^{c_4} \\ N_t^{c_5} \\ N_t^{c_6} \\ N_t^{c_7} \end{pmatrix}$$

On en déduit les relations suivantes :

$$\begin{cases} (1+n)N_t^{c_1} = \pi_{61}N_t^{c_6} + (1-\pi_{77})N_t^{c_7} \\ (1+n)N_t^{c_2} = N_t^{c_1} + \pi_{22}N_t^{c_2} \\ (1+n)N_t^{c_3} = (1-\pi_{22})\,N_t^{c_2} + \pi_{33}N_t^{c_3} \\ (1+n)N_t^{c_4} = (1-\pi_{33})\,N_t^{c_3} + \pi_{44}N_t^{c_4} \\ (1+n)N_t^{c_5} = (1-\pi_{44})\,N_t^{c_4} + \pi_{55}N_t^{c_5} \\ (1+n)N_t^{c_6} = (1-\pi_{55})\,N_t^{c_5} + (1-\pi_{61-}\pi_{67})N_t^{c_6} \\ (1+n)N_t^{c_7} = \pi_{67}N_t^{c_6} + \pi_{77}N_t^{c_7} \end{cases}$$

En exprimant tout en rapport constant, on obtient le système (S) suivant :

$$(S) \begin{cases} (1+n-\pi_{22})N_t^{c_2} = N_t^{c_1} \\ (1+n-\pi_{33})N_t^{c_3} = (1-\pi_{22})\,N_t^{c_2} \\ (1+n-\pi_{44})N_t^{c_4} = (1-\pi_{33})\,N_t^{c_3} \\ (1+n-\pi_{55})N_t^{c_5} = (1-\pi_{44})\,N_t^{c_4} \\ (1+n-(1-\pi_{61-}\pi_{67}))N_t^{c_6} = (1-\pi_{55})\,N_t^{c_5} \\ (1+n-\pi_{77})N_t^{c_7} = \pi_{67}N_t^{c_6} \end{cases}$$

$$(S) \iff \begin{cases} \frac{N_t^{c_2}}{N_t^{c_1}} = \frac{1}{(1+n-\pi_{22})} \\ (1+n-\pi_{33})\frac{N_t^{c_3}}{N_t^{c_1}} = (1-\pi_{22})\frac{N_t^{c_2}}{N_t^{c_1}} \\ (1+n-\pi_{44})\frac{N_t^{c_4}}{N_t^{c_1}} = (1-\pi_{33})\,\frac{N_t^{c_3}}{N_t^{c_1}} \\ (1+n-\pi_{55})\frac{N_t^{c_5}}{N_t^{c_1}} = (1-\pi_{44})\,\frac{N_t^{c_4}}{N_t^{c_1}} \\ (1+n-(1-\pi_{61-}\pi_{67}))\frac{N_t^{c_6}}{N_t^{c_1}} = (1-\pi_{55})\,\frac{N_t^{c_5}}{N_t^{c_1}} \\ (1+n-\pi_{77})\frac{N_t^{c_7}}{N_t^{c_1}} = \pi_{67}\frac{N_t^{c_6}}{N_t^{c_1}} \end{cases}$$

On peut alors en déduire la proportion d'actifs et de retraités nécessaire à la détermination du taux de cotisation qui assure l'équilibre de la caisse de retraite :

$$proportion\ d'actifs = \frac{(N_t^{c_1} + N_t^{c_2} + N_t^{c_3} + N_t^{c_4})}{N_t^{c_1} + N_t^{c_2} + N_t^{c_3} + N_t^{c_4} + N_t^{c_5} + N_t^{c_6} + N_t^{c_7}}$$

$$\iff proportion\ d'actifs = \frac{(N_t^{c_1} + N_t^{c_2} + N_t^{c_3} + N_t^{c_4})/N_t^{c_1}}{(N_t^{c_1} + N_t^{c_2} + N_t^{c_3} + N_t^{c_4} + N_t^{c_5} + N_t^{c_6} + N_t^{c_7})/N_t^{c_1}}$$

$$\iff proportion\ d'actifs = \frac{\left(1 + \frac{N_t^{c_2}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_3}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_4}}{N_t^{c_1}}\right)}{\left(1 + \frac{N_t^{c_2}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_3}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_4}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_5}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_6}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_7}}{N_t^{c_1}}\right)}$$

et donc

$$proportion\ de\ retraités = 1 - \frac{\left(1 + \frac{N_t^{c_2}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_3}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_4}}{N_t^{c_1}}\right)}{\left(1 + \frac{N_t^{c_2}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_3}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_4}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_5}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_6}}{N_t^{c_1}} + \frac{N_t^{c_7}}{N_t^{c_1}}\right)}$$

Chapitre 3

Allocation chômage : entre efficacité et égalité

Introduction

L'année 1959 marque la création de l'Union Nationale Interprofessionnelle pour l'Emploi dans l'Industrie et le Commerce (U.N.E.D.I.C.). Elle a pour objectif d'assurer aux travailleurs un revenu minimum lorsque ces derniers perdent leur emploi. Ainsi, l'assurance chômage a vocation à réduire l'inégalité produite par le risque de chômage. Si l'existence d'un mécanisme de redistribution publique est désirable (Baily [1978], Gruber [1997][1], Browning et Crossley [2001]), il fait l'objet de critiques en raison des effets désincitatifs qu'il est susceptible de produire. Est-il alors possible de définir un système d'indemnisation du chômage où l'arbitrage entre efficacité et égalité est optimisé ? Telle est la question à laquelle ce chapitre se propose de répondre.

Les réflexions en matière d'indemnisation du chômage cherchant à résoudre les problèmes d'incitation qui se posent dans toute relation d'assurance montrent que la dégressivité ou la faible générosité de l'allocation chômage sont des réponses possibles à l'aléa moral. Shavell et Weiss [1979] et Hopenhayn et Nicolini [1997][2] montrent dans le cadre d'un modèle principal-agent que l'allocation chômage doit décroître dans le temps en raison des effets désincitatifs qu'elle exerce sur la recherche d'emploi. En outre, l'étude de Fredriksson et Holmund [2001] montre, dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi où salaire et effort sont endogènes, qu'un profil d'allocation chômage décroissant dans le temps satisfait le critère utilitariste. Hansen et Imrohoroglu [1992], dans le cadre d'un modèle d'équilibre général, reconsidèrent le niveau optimal utilitariste d'allocation chômage lorsque les agents ont accès à

[1] L'étude de Gruber [1997] révèle que la baisse de la consommation à la suite d'une perte d'emploi s'élèverait à $6,8\%$ en présence d'un système d'assurance chômage alors qu'elle serait de 22% en son absence.

[2] L'analyse de ces derniers permet d'envisager un ensemble plus large de contrats que celui envisagé par Shavell et Weiss [1979]. Ils introduisent une taxe sur le salaire de l'employé d'autant plus élevée que l'épisode au chômage fut long.

une technologie de stockage (ils peuvent épargner). Ils montrent que dans ce cadre l'allocation optimale utilitariste est plus faible que dans la situation où les agents ne peuvent pas épargner. Dans la même lignée, les travaux de Costain [1997] et Wang et Williamson [2002] confirment le résultat d'Hansen et Imrohoroglu [1992]. Le lissage de la consommation permis par l'allocation chômage est de faible ampleur en raison du potentiel d'assurance que recèle l'épargne de précaution.

Ces différents travaux suggèrent que l'allocation chômage doit être dégressive ou faible en raison des effets désincitatifs qu'elle produit et de l'existence d'un mécanisme d'assurance alternatif : l'épargne de précaution. Toutefois, l'ensemble de ces travaux raisonnent sur l'individu moyen. L'aspect efficacité semble avoir primé sur l'aspect égalité. Cahuc et Lehmann [2000] reconsidèrent les conséquences de la décroissance des allocations chômage sur le taux de chômage et le critère de Rawls. Ils montrent que l'introduction d'un profil dégressif, qui consiste à réduire de moitié le ratio de remplacement du chômeur de long terme par rapport au chômeur de court terme, bien qu'elle soit source d'efficacité, détériore la situation du chômeur de long terme lorsque l'effort de recherche est endogène et le salaire exogène. Enfin, leur analyse révèle que la réduction du chômage est moindre et que la perte de bien-être que subit le chômeur de long terme est exacerbée lorsque les salaires deviennent endogènes. Leur analyse suggère qu'il peut être très coûteux pour le chômeur de long terme de réduire le montant qu'il percoit *via* l'introduction de ce type de dégressivité. Algan, Chéron, Hairault et Langot [2004b] montrent que l'allocation chômage réduit les inégalités en matière de couverture contre le risque de chômage par rapport à l'épargne de précaution. Lorsque l'agent a uniquement accès aux marchés financiers, le coût du risque de chômage[3] s'élève à $83,6\%$ de consommation pour l'agent le plus

[3]Le coût du risque de chômage correspond au pourcentage de consommation permanente que l'agent doit accepter de perdre lorsque les marchés sont complets pour être aussi bien que dans un système où les agents peuvent s'assurer contre le risque de chômage soit grâce à l'allocation

mal loti. Ce dernier n'est plus que de $0,643\%$ en termes de consommation lorsque l'on considère l'individu moyen. La différence de coût est très élevée. En revanche, lorsque l'agent bénéficie de l'allocation chômage le coût du risque de chômage diminue considérablement pour l'individu le plus mal loti. La perte de consommation permanente n'est plus que de $9,33\%$ se rapprochant de celle que subit l'individu moyen, égale à $0,43\%$. Ainsi, l'allocation chômage réduit la différence de coût en matière de risque de chômage entre l'individu le plus mal loti et l'individu moyen. De ce point de vue, elle réduit les inégalités.

Ces différents travaux indiquent qu'il existe un arbitrage entre efficacité et égalité. L'apport de ce chapitre est de montrer qu'il est possible d'introduire un profil à deux paliers, source d'efficacité, sans qu'il nuise au bien-être intertemporel du chômeur le plus démuni lorsque les agents ont accès aux marchés financiers. Plus précisément, on montre qu'en présence d'épargne de précaution, l'introduction d'un profil dégressif qui consiste à accroître l'allocation chômage des chômeurs de court terme et réduire celle des chômeurs de long terme est en mesure de réduire le conflit d'objectif entre efficacité et égalité. Le cadre théorique privilégié s'inscrit dans la continuité des travaux menés par Algan, Chéron, Hairault et Langot [2004b]. Toutefois, il s'en détache sur deux points afin que le modèle soit comparable à celui de Cahuc et Lehmann [2000]. La probabilité de retour à l'emploi est endogène. Elle dépend de l'effort de recherche. L'allocation chômage est dégressive. Plus précisément, on considère un modèle de recherche d'emploi avec épargne de précaution étalonné sur données françaises. Les agents ont un accès limité aux marchés financiers. Ils ne peuvent pas emprunter ; hypothèse qui fait défaut dans les travaux susmentionnés sur la dégressivité. Le salaire est supposé exogène. L'indemnisation du chômage est initialement inconditionnelle comme dans Hansen et Imrohoroglu [1992]. Elle est

chômage soit par les marchés financiers.

indépendante du nombre de périodes passées au chômage et illimitée dans le temps. Dans ce cadre nous déterminons le niveau optimal de l'allocation chômage suivant les critères de bien-être social utilitariste et rawlsien. Lorsque le critère utilitariste est retenu, il est optimal de fixer le ratio de remplacement à 49% du salaire. Fixer le ratio de remplacement à 72% du salaire permet de maximiser l'utilité intertemporelle rawlsienne mais au prix d'un accroissement du taux de chômage, de l'ordre d'un point et demi, suggérant un arbitrage entre efficacité et égalité. L'individu moyen perd $0,94\%$ de consommation permanente lorsque le ratio de remplacement est fixé à son niveau optimal rawlsien plutôt qu'utilitariste. Nous montrons, alors, que l'arbitrage entre efficacité et égalité est réduit lorsque le chômeur de court terme est durant une courte période indemnisé à hauteur de 87% du salaire puis plus faiblement indemnisé à hauteur de 65% du salaire lorsqu'il devient chômeur de long terme. L'existence d'une période d'indemnisation qui assure à l'employé nouvellement chômeur un revenu proche de celui perçu en emploi rend moins nécessaire l'épargne pour le motif de précaution. L'employé détient en conséquence moins de richesse lorsque l'allocation chômage accuse ce profil décroissant. Ainsi, une partie de l'effort d'épargne que l'agent consentait durant les épisodes d'emploi est différée dans le temps au moment où il deviendra chômeur de court terme. Les chômeurs de court terme se mettent alors à épargner ce qu'ils ne font pas lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps. Lorsque l'épisode de chômage se prolonge, c'est-à-dire lorsqu'ils deviennent chômeurs de long terme, ils peuvent puiser dans cette épargne pour soutenir leur consommation. Parce que l'allocation chômage de long terme intervient dans un délai relativement court et que la chute de revenu qu'elle occasionne est importante, la générosité de l'allocation chômage de court terme n'a pas d'effets désincitatifs. En effet, les chômeurs de court terme et de long

terme sont incités à intensifier leur effort de recherche et cela d'autant plus que les premiers se sont constitués une épargne de précaution moindre lors des épisodes d'emploi. C'est la raison pour laquelle le taux de chômage décroît. Il s'ensuit un gain de l'ordre de $0,65\%$ en termes de consommation permanente.

Le chapitre est organisé de la façon suivante. La première section a pour objet de présenter le cadre théorique dans lequel l'analyse est conduite. Lui succède une deuxième section consacrée à la présentation de l'étalonnage du modèle. Dans une troisième section, on caractérise le niveau optimal de l'allocation chômage suivant les critères de bien-être social utilitariste et rawlsien pour enfin apprécier l'impact de la dégressivité de l'allocation chômage. Une analyse de robustesse est menée dans la quatrième section. La cinquième section discute de certaines des hypothèses faites. La dernière section conclut.

1 Le modèle de recherche d'emploi

L'analyse est menée dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi dans lequel on introduit de l'épargne de précaution. Le modèle est étalonné sur données françaises. L'économie se caractérise par un risque idiosyncrasique de chômage. Il existe des probabilités non nulles de sortir de l'emploi et de rester au chômage. Les agents sont averses au risque. Les agents en emploi reçoivent un salaire que l'on suppose exogène à des fins de simplification[4]. Si la réalisation du choc est défavorable à l'agent il se retrouve sans emploi et reçoit l'allocation chômage. En revanche, la sortie du chômage dépend de l'effort que l'agent au chômage consent à fournir à l'image de Costain [1997]. La probabilité de sortie du chômage est d'autant plus grande que l'intensité de l'effort est élevée. On suppose en outre que l'effort de recherche est une information privée dans la mesure où cet effort est inobservable. Ce choix

[4] Une discussion est menée à la section 5 sur l'impact éventuel de l'abandon d'une telle hypothèse.

de modélisation est motivé d'une part par la volonté de proposer une modélisation proche de celle de Cahuc et Lehmann [2000] aux fins de comparaison. D'autre part, l'analyse empirique de Van Den Berg [1990] révèle que le taux de rejet des offres est très faible en Europe. C'est pourquoi nous ne retenons pas la formulation de Hansen et Imrohoroglu [1992]. Cette dernière consiste à supposer que les agents reçoivent des offres d'emploi qu'ils peuvent refuser. Si le refus est détecté (la probabilité de détecter le refus est inférieure à 1), ils perdent le bénéfice de l'allocation chômage. La recherche d'un emploi affecte négativement le bien-être de l'agent (désutilité de l'effort). Le niveau d'effort est donc choisi en fonction du salaire qu'il retrouvera s'il sort du chômage et de la générosité du système d'assurance chômage. Les agents ont un accès limité aux marchés financiers. Ils ne peuvent pas s'endetter. Le taux d'intérêt qui rémunère l'épargne placée sur les marchés financiers est supposé certain, exogène et strictement positif.

1.1 Le cadre de référence

On considère une économie dans laquelle les agents en situation de chômage sont indemnisés à hauteur de b indépendamment du nombre de périodes passées au chômage et sans limite dans le temps. Le système d'indemnisation du chômage est financé par une taxe proportionnelle acquittée par l'employé.

1.1.1 Description de l'économie

L'agent employé reçoit un salaire w amputé de la cotisation qui finance le système d'assurance chômage. Un certain nombre d'emplois peuvent être détruits au taux q si bien que les agents sur ces postes deviennent chômeurs et touchent une allocation chômage b. Lorsque les agents sont au chômage, leur sortie du chômage dépend de l'effort de recherche h. Les agents sont ex ante identiques.

Les préférences des agents sont résumées par la fonction d'utilité ci-dessous supposée additivement séparable dans le temps :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u(c_t) - v(h_t) \right]$$

où $\beta \in]0;1[$ désigne le facteur d'actualisation, c_t la consommation à la date t, h_t l'effort de recherche à la date t et u l'utilité instantanée. $u(c_t)$ est une fonction de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave respectant les conditions d'Inada :

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma}$$

où σ est l'aversion au risque.

$v(h_t)$ indique la désutilité de l'effort[5]. Une recherche plus intense engendre une désutilité instantanée de la forme :

$$v(h_t) = \gamma h_t$$

où $\gamma > 0$ rend compte de l'ampleur de la désutilité de l'effort c'est-à-dire du coût en termes d'utilité de la recherche d'emploi.

La possibilité de connaître des épisodes de chômage assortie d'une contrainte de liquidité incite les agents à épargner durant leurs périodes d'emploi et à désépargner durant les périodes de chômage afin de lisser leur consommation au delà de ce que l'allocation chômage leur permet. Le vecteur des variables d'état pour le ménage est le vecteur (a, s) où a représente le stock d'actifs financiers en début de période qui prend ses valeurs dans $\kappa \in \mathbb{R}^+$ et s la réalisation spécifique à l'agent des évènements idiosyncrasiques (sa situation au regard de l'emploi : employé (e) ou chômeur (u)). Le programme que résout le ménage écrit sous sa forme récursive où $V(a, e)$ et

[5] La désutilité attachée au travail est ignorée.

$V(a,u)$ désignent respectivement les utilités intertemporelles des agents en emploi et au chômage est le suivant :

Chômeur

$$V(a,u) = \max_{c,\ a',\ h} \{u(c) - v(h) + \beta \left[\pi\left(h\right) V(a',e) + (1 - \pi\left(h\right))V(a',u)\right]\} \tag{3.1}$$

sous les contraintes :

$$c + a' = (1+r)a + b$$

$$a' \geq 0$$

$$c \geq 0$$

$$h \in [0;1]$$

a' et r désignent respectivement le choix d'actifs financiers pour la période suivante et le taux d'intérêt. $\pi\left(h\right)$ correspond à la probabilité de retour à l'emploi. Elle est supposée strictement croissante et concave en l'effort de recherche h[6]. Elle est de la forme :

$$\pi\left(h\right) = h^{\varphi}$$

où φ est un paramètre compris entre 0 et 1. L'allocation chômage b est indexée sur le salaire en vigueur dans l'économie :

$$b = \theta w$$

où θ n'est autre que le ratio de remplacement supposé exogène.

On en déduit alors la condition du premier ordre sur l'effort h du chômeur :

$$\frac{dV(a,u)}{dh} = 0$$

[6]Dans nos simulations, il s'avère que la borne maximale n'est jamais atteinte.

On obtient :

$$h = \left[\frac{\varphi\beta\left(V(a',e) - V(a',u)\right)}{\gamma}\right]^{\frac{1}{1-\varphi}}$$

L'impact de φ sur l'effort est ambigu[7]. En revanche, plus γ est élevé et moins l'effort de recherche est intense. L'effort est une fonction croissante de la différence entre $V(a',e)$ et $V(a',u)$ c'est-à-dire du gain d'utilité que procure la reprise de l'emploi. Les simulations montrent que cette différence se réduit au fur et à mesure que la richesse augmente. L'effort est donc une fonction décroissante de la richesse. En effet, plus le chômeur est riche plus il peut rester au chômage puisqu'en puisant dans sa richesse il peut soutenir sa consommation sans que celle-ci ne subisse une (trop forte) baisse. Enfin, quel que soit le niveau de richesse, les simulations révèlent que la différence entre $V(a',e)$ et $V(a',u)$ diminue au fur et à mesure que le ratio de remplacement θ augmente. L'effort de recherche est donc une fonction décroissante du ratio de remplacement θ. Plus le ratio de remplacement θ est élevé, moins forte est la perte de consommation qu'occasionne le passage par le chômage et moins le chômeur est disposé à fournir un effort de recherche important.

Employé

$$V(a,e) = \max_{c,\ a'}\left\{u(c) + \beta\left[(1-q)V(a',e) + qV(a',u)\right]\right\} \tag{3.2}$$

sous les contraintes :

$$a' + c = (1+r)a + w(1-\tau)$$

$$a' \geq 0$$

$$c \geq 0$$

[7] Se reporter à l'annexe pour le calcul de l'impact de φ, γ et $[V(a',e) - V(a',u)]$ sur l'effort de recherche h

où τ n'est autre que le taux de cotisation qui permet de financer le système d'indemnisation du chômage. A tout moment, les recettes du système d'assurance chômage sont égales aux dépenses.

1.1.2 Définition de l'équilibre stationnaire

Soient $\Pi_{s,s'}(a)$ la probabilité qu'un agent dans l'état (a, s) se trouve à la période suivante dans l'état (a', s') et $\lambda(a, s)$ la distribution de probabilité définie sur l'espace $\Omega = [0; a_{\max}] \times \{e, u\}$ qui est discret. Cette dernière indique la proportion d'agents dont le stock de richesse est a et dont la position sur le marché du travail est caractérisée par la variable aléatoire s. Pour un vecteur de prix donné (r, w), l'équilibre stationnaire de l'économie est la description de l'ensemble des règles de décisions $c(a, s)$, $h(a)$ et $a'(a, s)$, des fonctions valeurs $V(a, e)$ et $V(a, u)$, de la politique du gouvernement en matière de financement du système d'indemnisation du chômage τ et de la distribution de probabilité $\lambda(a, s)$. L'état stationnaire vérifie :

(i) Les règles de décision $c(a, s)$, $h(a)$ et $a'(a, s)$ sont solution du programme de maximisation de l'agent (équations 3.1 et 3.2)

(ii) La distribution de probabilité est une distribution stationnaire vérifiant :

$$\lambda(a', s') = \sum_{s} \sum_{a:a'(a,s)} \Pi_{s,s'}(a)\lambda(a, s)$$

$\lambda(a, s)$ indique aussi le temps passé dans l'état s par le ménage dont la richesse est a.

(iii) la caisse d'assurance chômage est équilibrée :

$$\tau w \sum_{a} \lambda(a, e) = \theta w(1 - \sum_{a} \lambda(a, e))$$

1.2 Allocation chômage dégressive

Le présent paragraphe a pour objet de décrire la structure théorique du modèle lorsque le système d'indemnisation du chômage devient dégressif. L'agent qui entre au chômage touche l'allocation chômage b durant $1/\rho$ périodes en moyenne, puis l'allocation $z = \phi w < b$ durant toute la période de chômage à venir, à l'image de Cahuc et Lehmann [2000]. ρ est donc la probabilité de ne plus recevoir l'allocation chômage b, autrement dit de recevoir l'allocation chômage z. Pour $\rho = 1$, la modélisation coïncide avec celle de Cahuc et Lehmann [2000] lorsque le salaire est exogène.

1.2.1 Description des comportements

A la différence de l'économie de référence, il existe deux catégories de chômeurs. Soit $V(a, e)$, $V(a, u_{CT})$ et $V(a, u_{LT})$ les utilités intertemporelles de l'employé, du chômeur de court terme touchant l'allocation chômage b et du chômeur de long terme touchant l'allocation chômage z. Le programme écrit sous sa forme récursive que résout l'agent est le suivant :

Chômeur de court terme

$$\begin{aligned} V(a, u_{CT}) = \max_{c,\, a',\, h_{CT}} \{ & u(c) - v(h_{CT}) + \beta \left[\pi \left(h_{CT} \right) V(a', e) \right. \\ & \left. + (1 - \pi \left(h_{CT} \right))((1 - \rho) V(a', u_{CT}) + \rho V(a', u_{LT})) \right] \} \end{aligned} \tag{3.3}$$

Sous les contraintes :

$$c + a' = (1 + r)a + b$$

$$a' \geq 0$$

$$c \geq 0$$

$$h_{CT} \in [0; 1]$$

On en déduit la condition du premier ordre sur l'effort h_{CT} du chômeur de court terme :

$$\frac{dV(a,u_{CT})}{dh_{CT}} = 0$$

On obtient :

$$h_{CT} = \left[\frac{\varphi\beta\left\{V(a',e) - [(1-\rho)V(a',u_{CT}) + \rho V(a',u_{LT})]\right\}}{\gamma}\right]^{\frac{1}{1-\varphi}}$$

$$\iff h_{CT} = \left[\frac{\varphi\beta\left\{V(a',e) - V(a',u_{CT}) + \rho(V(a',u_{CT}) - V(a',u_{LT}))\right\}}{\gamma}\right]^{\frac{1}{1-\varphi}}$$

On retrouve une partie des résultats précédents, à savoir que l'impact de φ, γ et de la richesse a sur l'effort du chômeur de court terme sont respectivement ambigu, négatif et négatif. La probabilité ρ de toucher l'allocation chômage z influence positivement l'effort de recherche du chômeur de court terme. En outre, l'effort de recherche est une fonction croissante de la différence entre $V(a',e)$ et $V(a',u_{CT})$ c'est-à-dire du gain d'utilité que procure la reprise de l'emploi et de la différence entre $V(a',u_{CT})$ et $V(a',u_{LT})$ c'est-à-dire de la perte d'utilité qu'occasionne le passage par le chômage de long terme[8]. Les simulations montrent que la différence entre $V(a',u_{CT})$ et $V(a',u_{LT})$ diminue au fur et à mesure que le ratio de remplacement de long terme ϕ augmente. L'effort de recherche du chômeur de court terme est donc une fonction décroissante du ratio de remplacement de long terme ϕ. Plus ce dernier est élevé, plus faible est la différence entre le ratio de remplacement de court terme θ et le ratio de remplacement de long terme ϕ, moins forte est la perte de consommation qu'occasionne le passage par le chômage de long terme. Enfin, les simulations indiquent que la hausse du ratio de remplacement de court terme θ réduit la différence entre $V(a',e)$ et $V(a',u_{CT})$ (effet 1) mais accroît la différence entre $V(a',u_{CT})$

[8] Se reporter à l'annexe pour le calcul de l'impact de φ, γ, ρ, $V(a',e) - V(a',u_{CT})$ et $V(a',u_{CT}) - V(a',u_{LT})$ sur l'effort h_{CT}

et $V(a', u_{LT})$ (effet 2). Les simulations indiquent que tant que ρ est inférieur à 1, l'effet 1 l'emporte sur l'effet 2. Ainsi, la hausse du ratio de remplacement de court terme θ réduit l'effort de recherche du chômeur de court terme.

Chômeur de long terme

$$V(a, u_{LT}) = \max_{c,\, a',\, h_{LT}} \{u(c) - v(h_{LT}) + \beta[\pi\,(h_{LT})\, V(a', e) \\ +(1 - \pi\,(h_{LT}))V(a', u_{LT})]\} \tag{3.4}$$

sous les contraintes :

$$\begin{aligned} c + a' &= (1 + r)a + z \\ a' &\geq 0 \\ c &\geq 0 \\ h_{LT} &\in [0; 1] \end{aligned}$$

On en déduit la condition du premier ordre sur l'effort h_{LT} du chômeur de long terme :

$$\frac{dV(a, u_{LT})}{dh_{LT}} = 0$$

On obtient :

$$h_{LT} = \left[\frac{\varphi\beta\left\{V(a', e) - V(a', u_{LT})\right\}}{\gamma}\right]^{\frac{1}{1-\varphi}}$$

L'impact de φ, γ, de la richesse et du ratio de remplacement ϕ sur l'effort que consent le chômeur de long terme sont de même nature que ceux mis en exergue dans le cas où l'allocation chômage est constante. Ils sont résumés dans le tableau 3.1 ci-dessous[9] :

Employé

$$V(a, e) = \max_{c,a'} \{u(c) + \beta\,[(1 - q)V(a', e) + qV(a', u_{CT})]\} \tag{3.5}$$

[9]Le signe + indique que le paramètre considéré influence positivement l'effort.

TAB. 3.1 – Impact sur l'effort

	h_{LT}
φ	ambigu
γ	-
a	-
ϕ	-

sous les contraintes :

$$a' + c = (1 + r)a + w(1 - \tau)$$

$$a' \geq 0$$

$$c \geq 0$$

où τ est le taux de cotisation qui assure le financement du système d'indemnisation du chômage.

1.2.2 Définition de l'équilibre stationnaire

La définition de l'équilibre stationnaire est identique à celle de l'économie de référence. Néanmoins, l'introduction d'un profil dégressif des allocations chômage modifie la définition de l'équilibre de la contrainte budgétaire du gouvernement. Cette dernière vérifie :

$$\tau w \sum_a \lambda(a, e) = \theta w \sum_a \lambda(a, u_{CT}) + \phi w \sum_a \lambda(a, u_{LT})$$

2 Etalonnage

Le modèle est étalonné sur données françaises. La période du modèle est le trimestre. En matière de facteur d'actualisation et d'aversion au risque, il n'existe pas d'estimation française. Pour un étalonnage trimestriel de l'économie américaine, il est habituellement retenu un facteur d'actualisation de l'ordre de $[0,985; 0,99]$. C'est

pourquoi, nous fixons le facteur d'actualisation à $0,985$ soit un taux de préférence pour le présent trimestriel de $1,52\%$ ce qui correspond à l'étalonnage adoptée par les diverses études françaises sur ce thème (Algan, Chéron, Hairault et Langot [2004a], Joseph et Weitzenblum [2003]). Les différents travaux effectués sur données américaines pour estimer l'aversion pour le risque σ aboutissent à une estimation comprise entre 1 et 3. On fixe l'aversion au risque à 2 ce qui correspond à une valeur moyenne de ces différentes études. On souhaite reproduire d'une part un taux de chômage[10] de 10% ainsi qu'une durée moyenne du chômage égale à 10 mois[11]. Aussi, ceci nous conduit à fixer le taux de destruction des emplois q à $0,0334$[12].

Algan et Terracol [2001] ainsi que Algan, Chéron, Hairault et Langot [2003] montrent que l'actif financier qui joue le rôle d'épargne de précaution contre les risques du marché du travail correspond au livret d'épargne (livret A, B, CODEVI, etc) dont le rendement annuel ne dépasse guère $1,5\%$ soit $0,375\%$ en trimestriel. Joseph et Weitzenblum [2003] évaluent sur la période 1969-1996 à $0,25\%$ le rendement de l'épargne des travailleurs peu qualifiés, population surreprésentée parmi les chômeurs. C'est pourquoi le taux d'intérêt, que l'on suppose exogène[13], est fixé à $0,25\%$. Le salaire est déterminé à l'aide de la fonction de production macroéconomique de type Cobb Douglas :

$$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$$

[10] source : Ministère public, septembre 2003.

[11] La durée moyenne du chômage en France était de 307 jours en janvier 2003 (source : Ministère de l'emploi)

[12] A l'état stationnaire, les flux de chômeurs et d'employés sont constants :

$$q(1-u) = \overline{\pi}u$$

où $\overline{\pi}$ désigne la probabilité moyenne de sortir du chômage. On obtient alors :

$$q = \overline{\pi}\frac{u}{(1-u)} \Longleftrightarrow q = \frac{u}{(1-u)\times\frac{1}{\overline{\pi}}}$$

où $\frac{1}{\overline{\pi}}$ correspond à la durée moyenne du chômage.

[13] hypothèse que l'on discutera ultérieurement.

On l'obtient grâce à la frontière des prix des facteurs :

$$w = (1-\alpha)(A\left[\frac{\alpha}{r+\delta}\right]^{\alpha})^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

où δ désigne le taux de dépréciation. Ce dernier est fixé à 3%. La part du capital dans le produit est fixée à 36%. Le ratio de remplacement θ est fixé à 60% (Martin [1996]). $\varphi = 0,23$ et $\gamma = 10,15$ ont été étalonnés de façon à reproduire un taux de chômage de 10% et une élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage de $0,58$. Il n'existe pas de consensus en matière d'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage. Néanmoins, Layard, Nickell et Jackman [1991] indiquent que celle-ci est comprise entre $0,2$ et $0,9$. C'est pourquoi on choisit de reproduire une élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage de $0,58$, ce qui semble *a priori* raisonnable puisqu'elle représente une valeur moyenne de cet intervalle[14]. D'ailleurs, Cahuc et Lehmann [2000] choisissent de reproduire une élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage de $0,5$. Le tableau 3.2 récapitule l'étalonnage des paramètres structurels.

TAB. 3.2 – Etalonnage des paramètres structurels

β	σ	q	δ	α	A	θ	φ	γ	r
$0,985$	2	$0,0334$	$0,03$	$0,36$	1	$0,6$	$0,23$	$10,15$	$0,0025$

3 Résultats

L'objectif de cette section est double. Dans un premier temps, nous caractérisons le niveau optimal utilitariste et rawlsien de l'allocation chômage afin d'apprécier l'arbitrage entre efficacité et égalité. Puis, nous déterminons sous quelles conditions

[14] Une analyse de robustesse est par la suite menée afin de juger de l'impact de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage tant du point de vue qualitatif que quantitatif sur les résultats.

l'introduction d'un profil décroissant à deux paliers source d'efficacité peut assurer à l'individu le plus mal loti une situation équivalente à celle garantie par le versement de l'allocation chômage fixée à son niveau optimal rawlsien.

3.1 Niveau optimal des allocations chômage

Marc Fleurbaey dans le cadre d'un complément au rapport de Atkinson, Glaude, Olier et Piketty [2001] souligne qu'en matière d'équité l'évaluation faite sur la durée de vie, voire sur plusieurs générations, paraît plus appropriée qu'une photographie instantanée. En outre, les travaux de Cohen [1999] suggèrent d'appréhender les inégalités entre chômeurs et employés en se fondant sur l'utilité intertemporelle. cette approche permet de prendre en considération les perspectives futures sur le marché du travail. En effet, si les inégalités de position sont importantes les opportunités d'évolution le sont tout autant car elles peuvent modifier notre perception des inégalités de position. C'est la raison pour laquelle nous retenons l'utilité intertemporelle (approche dynamique) plutôt qu'instantanée (approche statique) tout au long de cette étude. Pour déterminer le niveau optimal de l'indemnisation du chômage dans l'économie de référence nous résolvons le programme suivant :

$$\underset{\theta}{Max} W = \left[\sum_{s=e,u} \int_{\kappa} \lambda(a,s) V(a,s)^{1-\xi} da \right]^{\frac{1}{1-\xi}}$$

Pour $\xi = 0$ le critère utilitariste prévaut. On se soucie du bien-être de l'individu moyen. En revanche, lorsque $\xi \to \infty$ le critère rawlsien s'applique. La société se préoccupe uniquement de l'individu le plus mal loti de l'économie. Il correspond à l'agent au chômage sans richesse. On le qualifiera par la suite d'individu rawlsien.

Les gains ou pertes qui découlent de la fixation du ratio de remplacement à un niveau autre que le niveau initial ($\theta = 0,6$) sont exprimés en termes de variations relatives du niveau de consommation permanent $\widetilde{C}$. Ce dernier correspond au niveau

de consommation que l'agent atteindrait dans une économie sans risque de chômage lorsque son utilité intertemporelle vaut V. Il vérifie :

$$V = \frac{1}{(1-\beta)} \frac{\widetilde{C}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$$

Les graphiques 3.1 et 3.2 reportent les gains ou pertes qui découlent de la fixation du ratio de remplacement à un niveau autre que le niveau initial ($\theta = 0.6$) pour quatre valeurs différentes de l'aversion à l'inégalité soient $\xi = 0$, 10, 50 et ∞.

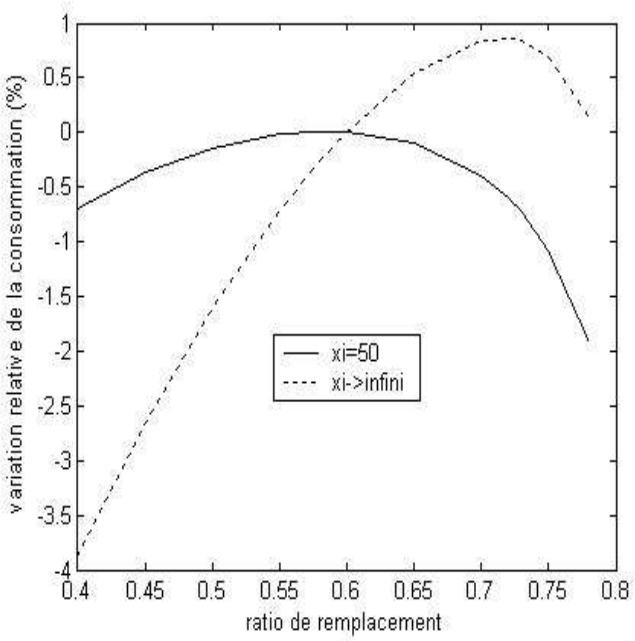

FIG. 3.1 – Gain/Perte de consommation pour $\xi = 50$ et $\xi \to \infty$

Si la société cherche *via* le système d'indemnisation du chômage à réduire les inégalités (critère rawlsien) il est optimal de proposer une allocation chômage plus généreuse dont le montant est égal à 72% du salaire en vigueur dans l'économie. C'est l'existence d'agents contraints financièrement qui pousse à la hausse le ratio de remplacement dans la mesure où la générosité du système d'indemnisation du chômage accroît leur utilité intertemporelle. Ces résultats rejoignent ceux de Joseph

et Weitzenblum [2000]. Si la recherche du ratio de remplacement se fondait sur l'utilité instantanée, il serait optimal de fixer celui-ci à 100%. Lorsque la société est moins averse à l'inégalité ($\xi = 50$) mais se soucie de la situation d'agents dans une position moins avantageuse que l'individu moyen, le ratio de remplacement optimal s'établit à 59% du salaire.

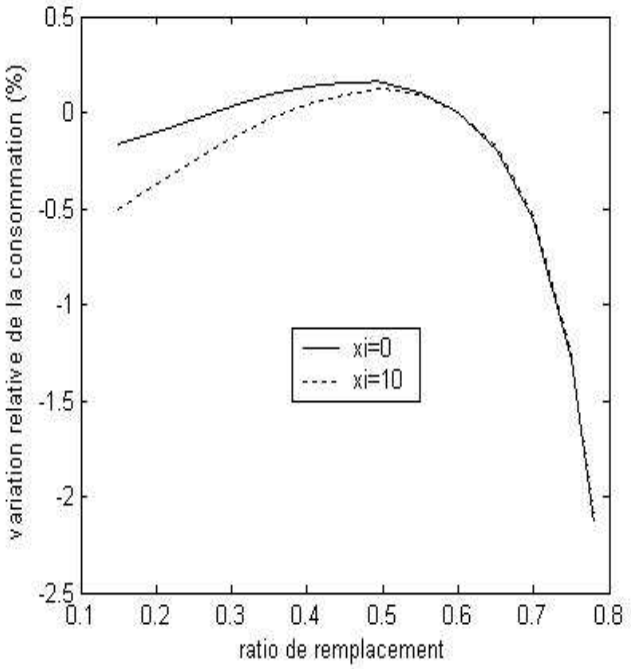

FIG. 3.2 – Gain/perte de consommation pour $\xi = 0, 10$

Lorsque la société souhaite maximiser l'utilité intertemporelle de l'individu moyen (critère utilitariste) il est optimal de fixer un ratio de remplacement plus faible égal à 49% du salaire w en raison de l'effet négatif qu'une allocation chômage trop généreuse peut exercer sur l'effort de recherche et de la baisse de bien-être qu'elle suscite *via* le taux de cotisation. Lorsque la société souhaite prendre en considération des agents dans une situation plus désavantageuse que l'individu moyen mais peu éloignée de ce dernier ($\xi = 10$), le ratio de remplacement optimal s'élève quelque peu.

Il passe à $49,8\%$.

TAB. 3.3 – Niveau optimal des allocations chômage en fonction du critère de bien être social retenu

θ	$0,49$	$0,6$	$0,72$
u (%)	$9,22$	10	$11,52$
τ (%)	$4,97$	$6,67$	$9,36$
cf (%)	$21,67$	$40,40$	$78,95$
$\overline{a}$	$1,90$	$0,87$	$0,1183$
λ	$3,05$	$3,33$	$3,9$
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{\xi=0}$ (%)	$0,161$	0	$-0,78$
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{\xi\to\infty}$ (%)	$-1,79$	0	$0,85$

Note : u, $\overline{a}$, λ et cf désignent respectivement le taux de chômage, la richesse moyenne, la durée moyenne du chômage et le nombre de chômeurs contraints financièrement

L'amélioration du sort de l'individu rawlsien se fait au prix d'une hausse du taux de chômage et d'un allongement du temps moyen passé au chômage. Le taux de chômage passe de 10% à $11,52\%$. La durée moyenne du chômage s'allonge approchant quatre trimestres (Tableau 3.3). Afin de quantifier l'arbitrage entre efficacité et égalité, nous déterminons le niveau permanent de consommation $\widetilde{C}$ que l'individu moyen et rawlsien atteindraient dans une économie sans risque de chômage lorsque leur niveau de bien-être est respectivement égal au niveau optimal utilitariste et rawlsien. On peut alors en déduire le gain (la perte) en termes de consommation pour l'individu rawlsien (l'individu moyen) lorsque le ratio de remplacement passe du niveau optimal utilitariste au niveau optimal rawlsien.

TAB. 3.4 – Gain/Perte relatif de consommation

$\theta = 49\% \to \theta = 72\%$	$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}$
individu moyen	$-0,94\%$
individu rawlsien	$2,69\%$

Le prix de la réduction des inégalités n'est pas négligeable en matière d'efficacité.

Si fixer le ratio de remplacement à son niveau optimal rawlsien conduit à un accroissement conséquent de la consommation permanente de l'individu rawlsien de $2,7\%$, l'individu moyen subit une perte de consommation permanente proche de 1%. Est-il alors possible de définir un système d'indemnisation du chômage qui permettrait de réduire l'arbitrage entre efficacité et égalité ? Tel est l'enjeu de la section suivante.

Ces résultats montrent en outre que les agents épargnent d'autant moins que l'allocation chômage est généreuse. Ils se détournent de ce moyen d'assurance. La constitution d'une épargne pour le motif de précaution dépend de la générosité de l'allocation chômage. Le niveau moyen de l'épargne de précaution diminue avec la générosité de l'épargne. Lorsque l'allocation chômage est fixée à son niveau optimal utilitariste, la richesse moyenne correspond à 77% du salaire net des cotisations de l'assurance chômage. En revanche, lorsque le ratio de remplacement est fixé à son niveau optimal rawlsien elle ne représente plus que $4,8\%$ du salaire net des cotisations de l'assurance chômage. L'analyse des règles de décision lorsque le ratio de remplacement est fixé respectivement à son niveau optimal utilitariste et rawlsien confirme le résultat (Graphique 3.3).

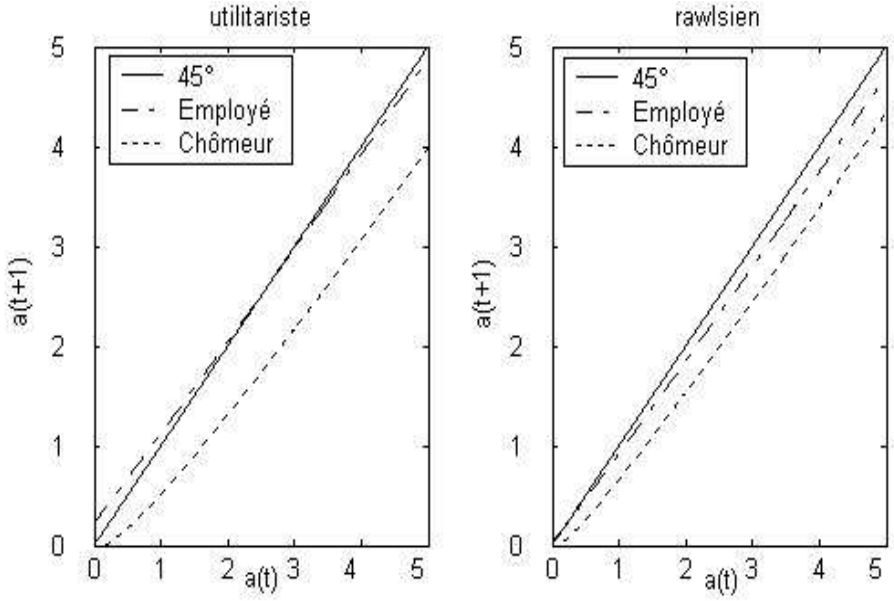

FIG. 3.3 – Règles de décision pour $\theta = 49\%$ et 72%

3.2 Impact de la dégressivité

Si le versement inconditionnel de l'allocation chômage à hauteur de 72% maximise l'utilité intertemporelle de l'individu rawlsien, il est source d'inefficacité. Il réduit l'effort de recherche qui conditionne le retour à l'emploi et accroît le nombre de chômeurs contraints financièrement.

Si la dégressivité de l'allocation chômage est propice à réduire l'aléa moral attaché au système d'indemnisation du chômage elle implique une chute du revenu susceptible de détériorer le sort de l'individu rawlsien. Toutefois, elle est de nature à conduire les agents à fournir un effort de recherche plus prononcé. Peut-on alors introduire une dose de dégressivité sans nuire au bien-être intertemporel de l'individu rawlsien ?

Pour répondre à cette question nous adoptons la démarche suivante. Nous fixons ϕ le ratio de remplacement du chômeur de long terme à une valeur inférieure à 72%.

TAB. 3.5 – Caractéristique de la situation de référence

	$\theta = 72\%$
u (%)	$11,52$
λ	$3,9$
$\overline{a}$	$0,1183$
$\overline{a}_e$	$0,1330$
$\overline{a}_u$	$0,0053$
$\overline{h}$	$0,0027$
cf (%)	$78,95$
τ (%)	$9,36$

Pour différentes valeurs de la probabilité $\rho \in]0;1[$ de toucher l'allocation chômage z et du ratio de remplacement de court terme θ, nous déterminons s'il est possible de garantir à l'individu rawlsien[15] une utilité intertemporelle identique à celle atteinte grâce à une allocation chômage constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien (situation rawlsienne optimale). Si tel est le cas nous recherchons parmi les combinaisons $\{\phi, \theta, \rho\}$ celles qui permettent d'augmenter le plus le niveau d'utilité intertemporelle de l'individu moyen. Ces résultats sont résumés dans le tableau 3.6. Le tableau 3.5 récapitule les caractéristiques de l'économie dans la situation rawlsienne optimale.

Lorsque le ratio de remplacement de long terme ϕ est inférieur ou égal à 64%, quels que soient la probabilité de toucher l'allocation chômage z et le ratio de remplacement de court terme θ, il n'est pas possible de garantir à l'individu rawlsien un niveau d'utilité intertemporelle égal à celui atteint lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien. Dès lors que le ratio

[15] L'introduction d'un profil décroissant des allocations chômage conduit à distinguer le chômeur de court terme du chômeur de long terme. Le chômeur de long terme perçoit une allocation chômage moins généreuse en comparaison du chômeur de court terme. Dans ce cadre, l'individu rawlsien n'est autre le chômeur de long terme sans richesse.

TAB. 3.6 – Impact de l'introduction d'une allocation chômage dégressive

$\phi = 65\%$	*cas* 1 $\rho = 0,8$ $\theta = 87\%$	*cas* 2 $\rho = 0,9$ $\theta = 87,35\%$	*cas* 3 $\rho = 1$ $\theta = 87,55\%$
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{\xi=0}$ (%)	0,631	0,636	0,649
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{V_e}$ (%)	0,658	0,665	0,682
u (%)	10,47	10,44	10,43
λ	3,50	3,49	3,48
$\overline{a}$	0,0270	0,0378	0,0614
$\overline{a}_e$	0,0188	0,0309	0,0570
$\overline{a}_{u_{CT}}$	0,2563	0,2694	0,2893
$\overline{a}_{u_{LT}}$	0,0180	0,0199	0,0227
$\overline{h}_{CT}$	0,0041	0,0043	0,0044
$\overline{h}_{LT}$	0,0044	0,0044	0,0044
cf (%)	46,97	48,21	50,52
τ (%)	8,46	8,386	8,316

Note : $\overline{a}_e$, $\overline{a}_{u_{CT}}$ et $\overline{a}_{u_{LT}}$: richesse moyenne des employés et des chômeurs de court et long terme
$\overline{h}_{CT}$, $\overline{h}_{LT}$: effort moyen des chômeurs de court et long terme
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{V_e}$: variation relative de la consommation de l'employé par rapport à la situation rawlsienne optimale

de remplacement de court terme ϕ est supérieur ou égal à 65% il est possible de trouver un ratio de remplacement de court terme θ qui assure à l'individu rawlsien une utilité intertemporelle identique à celle qu'il atteint dans la situation rawlsienne optimale[16]. L'accroissement de l'utilité intertemporelle de l'individu moyen est d'autant plus important que le ratio de remplacement de long terme ϕ est proche de 65%. En effet plus le ratio de remplacement de long terme ϕ est faible plus l'effort de recherche du chômeur de court terme et de long terme est élevé. En outre, plus ρ la probabilité de toucher l'allocation chômage z est élevée plus l'accroissement de

[16] Il convient de faire remarquer que l'utilité instantanée de l'individu rawlsien est moindre lorsque l'allocation chômage est dégressive par rapport à la situation optimale rawlsienne puisque d'une part le montant d'allocation qu'il reçoit est inférieur lorsque l'allocation est dégressive et d'autre part il fournit un effort plus conséquent.

l'utilité intertemporelle de l'individu moyen est élevé car elle conduit le chômeur de court terme à rechercher de façon plus intense.

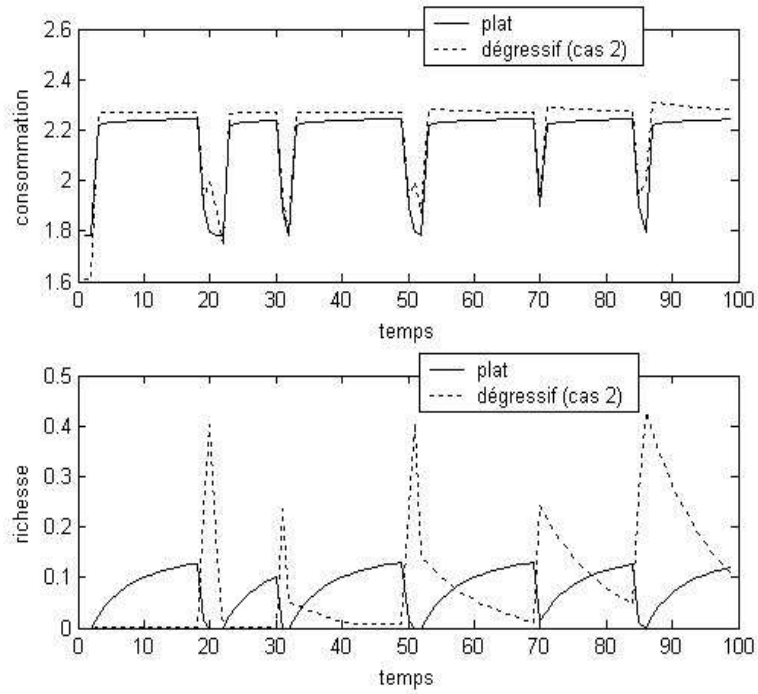

FIG. 3.4 – Historique de la consommation et de la richesse

Afin de comprendre comment l'instauration d'un tel profil à deux paliers peut garantir à l'individu rawlsien une utilité intertemporelle identique à celle qu'il atteint dans la situation rawlsienne optimale et être source d'efficacité, nous simulons l'historique de la consommation et de la richesse (Graphique 3.4) lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien et pour le cas 2 du tableau 3.6[17]. On considère un agent initialement sans richesse et au chômage (de long terme) dans la situation rawlsienne optimale (cas 2) confronté à une histoire particulière sur le marché du travail. Deux mécanismes semblent à

[17] L'analyse aurait pu être menée pour le cas 3 nous aurions obtenu qualitativement les mêmes résulats.

l'origine de ce résultat.

La consommation est plus élevée à chaque épisode d'emploi lorsque l'allocation chômage est dégressive (cas 2). L'agent nouvellement chômeur touche un revenu proche de celui perçu en emploi [18]. L'employé est moins incité à épargner au motif de précaution. Il détient alors moins de richesse. L'examen de la règle de décision de l'employé (Graphique 3.5) en est la manifestation. Lorsque l'allocation chômage est dégressive (cas 2) l'employé cesse d'accumuler dès que son stock d'actifs est supérieur à $0,01$ ce qui correspond à $0,44\%$ de son salaire net des cotisations de l'assurance chômage. Lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien, il désaccumule dès que son stock d'actifs est supérieur à $0,1601$ ce qui correspond à $7,14\%$ de son salaire net des cotisations de l'assurance chômage. Au total, dans la situation rawlsienne optimale, les employés épargnent en moyenne $0,1330$ soit $4,9\%$ de leur salaire net des cotisations de l'assurance chômage. Lorsque l'allocation chômage est dégressive (cas 2), la richesse moyenne des employés n'est plus que de $0,0309$ ce qui correspond à $1,1\%$ de leur salaire net des cotisations de l'assurance chômage. Ainsi, une partie de leur effort d'épargne est différé dans le temps au moment où l'employé sera chômeur de court terme. De plus, l'employé profite d'une baisse importante du taux de cotisation. Ce dernier passe de $9,36\%$ (situation rawlsienne optimale) à $8,39\%$ (allocation chômage dégressive cas 2). L'employé peut alors consacrer davantage de ressources à la consommation. Le gain de consommation permanente qui en résulte s'élève à $0,67\%$.

[18] Le revenu salarial du chômeur de court terme dans le cas 2 représente $87,35\%$ du salaire de l'économie alors que celui de l'employé s'élève à 91.61%.

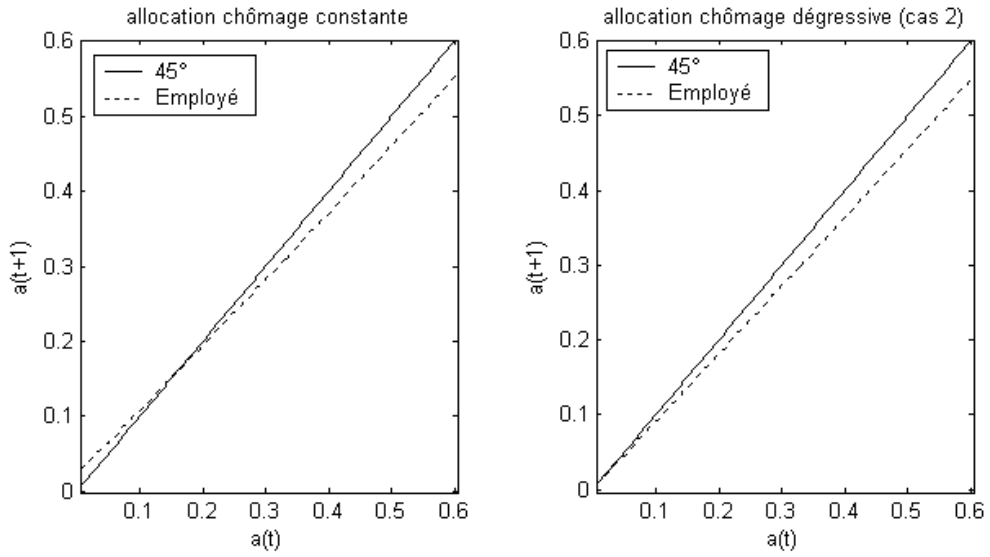

FIG. 3.5 – Règle de décision de l'employé

Lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien, la consommation chute davantage lors des épisodes de chômage à l'exception du premier épisode de chômage. Comme le risque de se retrouver au chômage de long terme ne peut être écarté et que l'allocation que le chômeur de long terme recevra sera inférieure à celle qu'il perçoit dans la situation rawlsienne optimale le chômeur de court terme épargne en vue de lisser sa consommation. La nécessité d'épargner se fait d'autant plus ressentir que l'agent lorsqu'il était employé épargnait moins. L'analyse de la règle de décision du chômeur le prouve (Graphique 3.6). Le chômeur de court terme (cas 2) accumule jusqu'à un certain niveau de richesse alors qu'il désaccumule toujours lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien.

Lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien, la richesse moyenne du chômeur est égal à $0,0053$ soit $0,3\%$ de son allocation chômage. Lorsque l'allocation chômage est dégressive (cas 2), la richesse

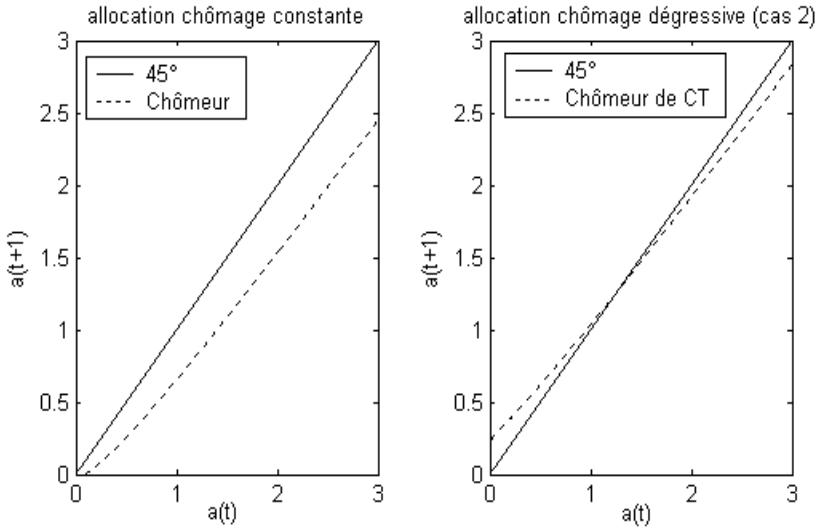

FIG. 3.6 – Règle de décision du chômeur

moyenne du chômeur de court terme s'élève à $0,2694$ ce qui représente $12,5\%$ de l'allocation chômage de court terme. L'analyse de l'historique de la richesse (Graphique 3.4) abonde dans ce sens. Lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien, les chômeurs puisent dans leur épargne de précaution durant tout l'épisode de chômage. En revanche, lorsque l'allocation chômage est dégressive (cas 2), les chômeurs de court terme épargnent pour le motif de précaution au début de la période de chômage puis puisent dans cette épargne lorsqu'ils deviennent chômeurs de long terme, comme en témoigne l'agrandissement du $3^{\text{ème}}$ épisode de chômage (Graphique 3.7).

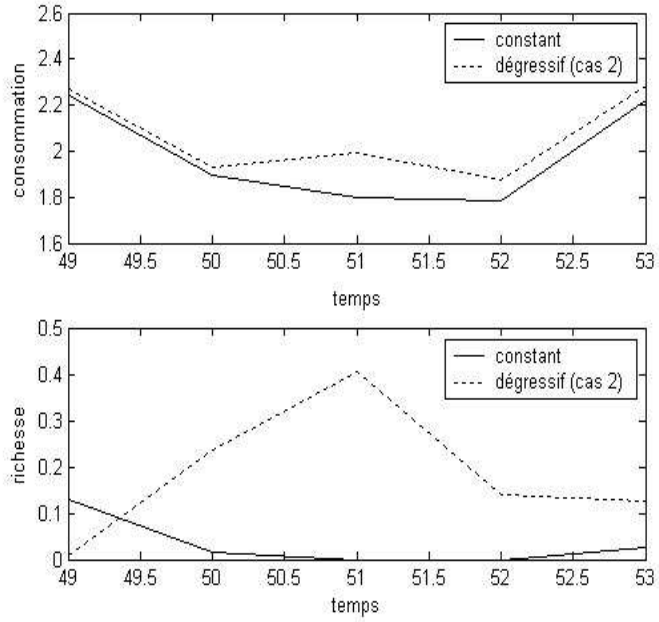

FIG. 3.7 – Agrandissement du 3ème épisode de chômage

La mise en place d'une allocation généreuse en début de période de chômage ($t = 49$ *à* 51) conduit les chômeurs de court terme à épargner sans que leur consommation en pâtisse. Lorsque l'épisode de chômage se prolonge ($t = 51$ *à* $t = 52$), ils deviennent chômeurs de long terme et puisent dans cette épargne. Cela leur permet de soutenir leur consommation à un niveau supérieur à celui qu'ils atteindraient dans la situation rawlsienne optimale. Parce que ces derniers se mettent à épargner le nombre de chômeurs contraints financièrement décroît. Lorsque l'allocation chômage est constante et fixée à son niveau optimal rawlsien, 79% des chômeurs sont sans richesse. Ils ne sont plus que 48% lorsque l'allocation chômage est dégressive (cas 2).

L'introduction d'un profil à deux paliers s'avère source de gain d'efficacité. Le taux de chômage diminue sensiblement, passant de $11,52\%$ (situation rawlsienne op-

timale) à $10,44\%$ (allocation chômage dégressive cas 2) ce qui a pour effet d'accroître de façon non négligeable la consommation permanente de l'individu moyen (Tableau 3.6 ligne 2). Parce que le chômage de long terme intervient dans un délai relativement court les chômeurs de court terme sont incités à consentir un effort de recherche plus important et cela d'autant plus qu'ils se sont constitués une épargne de précaution moindre lors des épisodes d'emploi. Lorsque l'allocation chômage est constante et fixée à son niveau optimal rawlsien, le chômeur fournit un effort de $0,0027$ alors que le chômeur de court terme consent un effort de recherche de $0,0043$, soit une hausse de plus de 60% lorsque l'allocation est dégressive (cas 2). Le chômeur de long terme fournit un effort plus important que le chômeur dans la situation rawlsienne optimale car le ratio de remplacement de long terme (égal à 65%) est inférieur au ratio de remplacement de la situation rawlsienne optimale (72%). Enfin, le gain d'efficacité est d'autant plus élevé que la probabilité de toucher l'allocation chômage z est élevée.

La perte de consommation permanente que subit l'individu moyen suite à la fixation du ratio de remplacement constant dans le temps à son niveau optimal rawlsien se réduit alors considérablement grâce à l'introduction d'un profil décroissant à deux paliers de l'allocation chômage (Tableau 3.7). La perte de consommation à ne pas être au niveau optimal utilitariste n'est plus que de $0,30\%$ alors qu'elle s'élevait à $0,94\%$.

TAB. 3.7 – Perte de consommation par rapport à la situation de référence

$\phi = 66\%$	$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}$
$\rho = 0,8,\ \theta = 87\%$	$-0,316\%$
$\rho = 0,9,\ \theta = 87,35\%$	$-0,311\%$
$\rho = 1,\ \theta = 87,55\%$	$-0,298\%$

Ainsi l'allocation chômage de court terme doit être élevée sans quoi les agents aux

chômage connaîtraient une forte chute de leur consommation. De plus, l'allocation chômage de court terme doit être brève et relayée par une allocation de long terme faible pour éviter que le chômage soit trop élevé. Ainsi, l'allocation chômage de court terme n'a pas d'effet désincitatif. C'est la raison pour laquelle l'introduction d'un profil à deux paliers a permis de réduire l'arbitrage entre efficacité et égalité.

4 Robustesse

Cette section a pour objet d'analyser l'impact de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage sur l'ampleur des résultats. Par ailleurs, on s'assure qu'un profil décroissant dans le temps capable de maintenir l'utilité intertemporelle de l'individu rawlsien qu'il atteint lorsque le ratio de remplacement est constant et fixé à son niveau optimal rawlsien tout en étant source d'efficacité existe. Pour ce faire, nous fixons l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage à $0,71$. Ceci requiert d'accroître l'élasticité de la probabilité de retour à l'emploi à l'effort φ. Comme nous souhaitons reproduire un taux de chômage de 10%, il convient alors de baisser γ. Les autres paramètres restent inchangés.

TAB. 3.8 – Etalonnement des paramètres structurels

β	σ	q	δ	α	A	θ	φ	γ	r
$0,985$	2	$0,0334$	$0,03$	$0,36$	1	$0,6$	$0,28$	$5,13$	$0,0025$

4.1 Niveau optimal des allocations chômage

L'accroissement de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage modifie le niveau optimal utilitariste et rawlsien.

Le ratio de remplacement qui maximise l'utilité intertemporelle de l'individu moyen s'établit à un niveau plus faible égal à 43% du salaire en vigueur dans l'éco-

TAB. 3.9 – Niveau optimal utilitariste et rawlsien des allocations chômage

θ	$0,2$	$0,3$	$0,4$	$\mathbf{0,43}$	$0,5$	$\mathbf{0,6}$	$\mathbf{0,7}$	$0,71$
u (%)	$7,69$	$8,05$	$8,51$	$\mathbf{8,67}$	$9,12$	$\mathbf{10}$	$\mathbf{11,49}$	$11,71$
τ (%)	$1,665$	$2,63$	$3,72$	$\mathbf{4,085}$	$5,01$	$\mathbf{6,67}$	$\mathbf{9,08}$	$9,42$
cf (%)	$3,23$	$7,1$	$13,56$	$\mathbf{15,65}$	$23,81$	$\mathbf{40,31}$	$\mathbf{76,30}$	$77,74$
$\overline{a}$	$5,44$	$4,08$	$2,85$	$\mathbf{2,52}$	$1,78$	$\mathbf{0,88}$	$\mathbf{0,20}$	$0,15$
λ	$2,51$	$2,64$	$2,80$	$\mathbf{2,85}$	$3,01$	$\mathbf{3,33}$	$\mathbf{3,89}$	$3,97$
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{\xi=0}$ (%)	$0,12$	$0,23$	$0,29$	$\mathbf{0,30}$	$0,26$	$\mathbf{0}$	$\mathbf{-0,81}$	$-0,97$
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{\xi\to\infty}$ (%)	$-10,83$	$-6,50$	$-3,59$	$\mathbf{-2,88}$	$-1,46$	$\mathbf{0}$	$\mathbf{0,61}$	$0,58$

nomie. L'accroissement de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage exacerbe l'effet négatif qu'exerce l'allocation chômage sur l'effort de recherche. Lorsque le ratio de remplacement augmente de 60% à 70% le taux de chômage augmente s'établissant à $11,49\%$ (Tableau 3.9). En revanche, lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage est de $0,58$ le taux de chômage augmente moins suite à l'accroissement du ratio de remplacement passant de 60% à 70%. Ce dernier n'est que de $11,17\%$.

Le ratio de remplacement qui satisfait le critère de Rawls diminue aussi. Il vaut dorénavant 70% du salaire de l'économie. L'accroissement de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage réduit le nombre de chômeurs contraints financièrement. $40,4\%$ de chômeurs sont contraints financièrement lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage est de $0,58$. Ils ne sont plus que $40,31\%$ lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage est de $0,71$.

TAB. 3.10 – Gain/Perte relatif de consommation

$\theta = 43\% \to \theta = 70\%$	$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}$
individu moyen	$-1,11\%$
individu rawlsien	$3,59\%$

Le ratio de remplacement optimal utilitariste diminue davantage que le ratio de remplacement optimal rawlsien. L'arbitrage entre efficacité et égalité s'en trouve modifié. Lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage est accrue, fixer le ratio de remplacement à son niveau optimal rawlsien conduit à un accroissement plus conséquent de la consommation permanente de l'individu rawlsien de $3,59\%$ au lieu de $2,69\%$. En revanche, l'individu moyen subit une perte de consommation permanente plus importante s'élévant à $1,11\%$. Suite à l'augmentation de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage, l'arbitrage entre efficacité et égalité s'est accru.

4.2 Impact de la dégressivité

Il s'agit d'évaluer l'impact de l'introduction de la dégressivité de l'allocation chômage lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage augmente. Le tableau 3.11 rappelle les caractéristiques de la situation rawlsienne optimale (le ratio de remplacement est constant dans le temps et fixé à son niveau optimal rawlsien égal à 70% du salaire de l'économie).

TAB. 3.11 – Caractéristiques de la situation de référence

	$\theta = 70\%$
u (%)	$11,49\%$
λ	$3,89$
$\overline{a}$	$0,20$
$\overline{a}_e$	$0,2239$
$\overline{a}_u$	$0,0166$
$\overline{h}$	$0,0079$
cf (%)	$76,30$
τ (%)	$9,08$

L'accroissement de l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations

chômage modifie les caractéristiques du profil dégressif source d'efficacité et qui garantit à l'individu rawlsien le niveau d'utilité intertemporelle qu'il atteint dans la situation optimale rawlsienne.

Il réduit la valeur du ratio de remplacement de long terme ϕ nécessaire pour assurer à l'individu rawlsien une utilité intertemporelle identique à celle qu'il atteint lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien. Celui-ci s'élève désormais à 62%. En revanche, le ratio de remplacement de court terme θ doit être plus élevé pour obtenir un accroissement de l'utilité intertemporelle de l'individu moyen. Ainsi le gain d'efficacité dépend de l'écart entre ϕ et θ. Le gain d'efficacité qui découle de l'instauration d'un profil à deux paliers des allocations chômage est maximal pour $\{\phi;\theta;\rho\} = \{62\%; 89,9\%; 1\}$. Ceci indique que la hausse de φ et la baisse de γ influencent le niveau plancher de ϕ qui permet de maintenir l'utilité intertemporelle de l'individu rawlsien au niveau de la situation rawlsienne optimale.

TAB. 3.12 – Impact de la dégressivité de l'allocation chômage

$\phi = 62\%$	*cas* 1 $\rho = 0,8$ $\theta = 89,09\%$	*cas* 2 $\rho = 0,9$ $\theta = 89,20\%$	*cas* 3 $\rho = 1$ $\theta = 89,9\%$
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{\xi=0}$ (%)	0,776	0,794	0,803
$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}_{V_e}$ (%)	0,796	0,819	0,83
u (%)	10,18	10,15	10,12
λ	3,40	3,38	3,37
$\overline{a}$	0,1052	0,1377	0,1538
$\overline{a}_e$	0,0986	0,1348	0,1528
$\overline{a}_{u_{CT}}$	0,3951	0,4177	0,4373
$\overline{a}_{u_{LT}}$	0,0415	0,0444	0,0467
$\overline{h}_{CT}$	0,0120	0,0125	0,0131
h_{LT}	0,0131	0,0131	0,0131
cf (%)	43,20	45,21	46,50
τ (%)	8,08	7,98	7,911

On retrouve les mécanismes mis en exergue pour une élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage de $0,58$. L'employé bénéficie d'une baisse notable du taux de cotisation suite à l'introduction de la dégressivité. Ce dernier passe de $9,08\%$ (allocation chômage constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien) à $7,98\%$ (allocation chômage dégressive cas 2). Il peut alors consacrer davantage de ressources à la consommation ce qui se traduit par un accroissement de la consommation permanente de $0,82\%$ lorsque l'allocation chômage devient dégressive (cas 2). L'employé épargne moins. Lorsque l'allocation chômage est constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien, l'employé détient une richesse moyenne de $0,2239$. Sa richesse moyenne n'est plus que de $0,1348$ lorque l'allocation chômage est dégressive (cas 2). Il remet à plus tard une partie de cet effort d'épargne, c'est-à-dire au moment où il sera chômeur de court terme. La richesse des chômeurs de cour terme dans le cas 2 s'élève à $0,4177$ alors que dans la situation rawlsienne optimale la richesse du chômeur n'est que de $0,0166$.

L'introduction d'un tel profil à deux paliers des allocations chômage permet de réduire le taux de chômage. Ce dernier passe de $11,49\%$ à $10,15\%$. Il est dû à l'intensification de l'effort de recherche des chômeurs de court terme et de long terme. Le gain d'efficacité qui en découle est de l'ordre de $0,79\%$. Il est supérieur à celui qui prévaut lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage aux allocations chômage est fixée à $0,58$ égal à $0,63\%$. Toutefois, la perte d'efficacité qui persiste (due au fait de ne pas être au niveau optimal utilitariste) est plus élevée que celle atteinte lorsque l'élasticité de la durée moyenne du chômage est égale à $0,58$ comme en témoigne le tableau 3.13.

TAB. 3.13 – Perte de consommation par rapport à la situation de référence

$\phi = 62\%$	$\Delta\widetilde{C}/\widetilde{C}$
$\rho = 0,8,\ \theta = 89,09\%$	$-0,346\%$
$\rho = 0,9,\ \theta = 89,20\%$	$-0,328\%$
$\rho = 1,\ \theta = 89,9\%$	$-0,318\%$

5 Discussion

Dans notre modèle nous avons supposé à des fins de simplification que le salaire était exogène. Lorsque le salaire devient endogène et est le résultat de négociations salariales, Cahuc et Lehmann [2000] montrent que la réduction du chômage qui découle de la dégressivité de l'allocation chômage est moindre et que la perte de bien-être que subit le chômeur de long terme s'accentue par rapport à la situation où le salaire est exogène. L'abandon de cette hypothèse devrait réduire le gain d'efficacité induit par la mise en place de l'allocation chômage dégressive. L'introduction du profil à deux paliers conduirait les insiders à négocier un salaire plus élevé qui alors limiterait la baisse qu'accuse le taux de chômage lorsque le salaire est exogène. Néanmoins, l'analyse de Costain [1997] permet d'en douter. Il construit un modèle de recherche d'emploi d'équilibre général avec épargne de précaution. Les agents ont une durée de vie finie. Lorsqu'ils sont au chômage, ils touchent durant deux périodes l'allocation chômage, à l'issue de laquelle ils ne sont plus éligibles aux allocations chômage. Leur sortie du chômage dépend de l'effort de recherche, source de désutilité. L'entreprise détermine le nombre d'embauches qu'elle souhaite réaliser ainsi que l'investissement en capital nécessaire. Le capital qu'elle détient correspond à l'épargne des agents. La fonction d'appariement dépend du taux de chômage, de l'effort de recherche du chômeur et du nombre de travailleurs que l'entreprise souhaite employer. Le salaire est le résultat d'un processus de négociation entre l'entreprise et le travailleur. La définition du surplus que l'entreprise et l'employé

se partagent diffère de celle de Cahuc et Lehmann [2000]. Il s'agit de la différence entre le produit marginal et la désutilité du travail lorsqu'une embauche se produit. L'analyse de l'impact de la générosité de l'allocation chômage que mène Costain [1997] (qui le conduit à dissocier les effets d'équilibre général de ceux qui sont propres à l'allocation chômage) indique qu'une allocation chômage moins généreuse diminue davantage le taux de chômage lorsque le salaire est endogène.

Dans notre modèle nous avons supposé que le taux d'intérêt est exogène. Il convient alors de discuter de l'impact de l'abandon d'une telle hypothèse. Si le taux d'intérêt était endogène et équilibrait le marché du capital, l'allocation chômage optimale utilitariste serait probablement nulle (Young [2005]). Quant à l'allocation optimale rawlsienne, elle serait probablement plus faible. Dans ce cas, le taux d'intérêt d'équilibre s'établirait certainement à un niveau bien plus élevé que celui imposé lors de l'étalonnage (Algan, Chéron, Hairault et Langot [2004a]). L'arbitrage entre efficacité et égalité persisterait mais il est difficile de se prononcer quant à son ampleur. L'introduction d'un profil à deux paliers dont les caractéristiques sont similaires à celles décrites au paragraphe 3.2[19] devrait modifier le profil temporel d'épargne. Le taux de chômage devrait diminuer. Quant à l'évolution de l'épargne de précaution, elle est *a priori* indéterminée. Cela dépend de l'impact du profil sur la générosité globale du système. La baisse du taux de chômage devrait alors accroître la demande de capital de l'entreprise représentative. L'évolution du taux d'intérêt ainsi que celle du salaire est alors indéterminée. Si le taux d'intérêt venait à baisser ce qui semble le plus probable (car dans notre modèle l'épargne de précaution se réduit), le salaire diminuerait ce qui est susceptible de nuire au bien-être de l'agent le plus démuni de l'économie (chômeur ayant peu ou pas de richesse). Toutefois,

[19] L'allocation chômage est d'abord (1$^{\text{er}}$ palier) plus généreuse que l'allocation chômage rawlsienne optimale puis devient moins généreuse que cette dernière (2$^{\text{ème}}$ palier).

nous n'avons pas retenu cette hypothèse pour plusieurs raisons. Il nous a semblé peu judicieux de rendre endogène le taux d'intérêt en spécifiant la demande de capital à l'image de Young [2005]. L'enquête emploi en 2003 révèle que les chômeurs sont pour près des deux tiers des jeunes de moins de 30 à la recherche de leur premier emploi. Le chômage touche avant tout les moins qualifiés : les hommes au chômage sont massivement d'anciens ouvriers et les femmes au chômage d'anciennes employées. Le risque de chômage des non diplômés est deux fois plus important que celui des diplômés de l'enseignement supérieur. Il s'agit donc d'une population pour laquelle le risque de chômage est le principal motif d'épargne et qui, de fait, ne devrait détenir qu'une faible fraction de la richesse totale. En effet, l'étude de Algan et Terracol [2001] sur données françaises indique que le livret d'épargne, de par sa liquidité, est l'actif financier qui joue le rôle d'épargne de précaution contre les risques du marché du travail. Elle montre en outre que 90% des agents qui ont été au chômage en 1994, 1995 ou 1996 ont un livret d'épargne dont le montant est inférieur à 4600 euros et que 50% d'entre eux n'ont aucun livret d'épargne. Enfin, leur analyse indique que plus de 85% des chômeurs présents aux enquêtes de 1994, 1995 et 1996 ne détiennent pas de valeur mobilières (ils sont respectivement 73% et 75% à ne pas détenir d'actifs sous forme d'épargne logement et d'assurance vie). Abandonner l'hypothèse de taux d'intérêt exogène nous conduirait implicitement à supposer que le motif d'épargne de précaution engendre à lui seul le stock de capital observé ce que les études empiriques sur données américaines démentent (Aiyagari [1994], Guiso, Japelli et Terlizzese [1992], Lusardi [1998]).

Conclusion

Ce chapitre se proposait de reconsidérer l'arbitrage entre efficacité et égalité en matière d'indemnisation du chômage. Peut-on réduire l'arbitrage entre efficacité et égalité ? Si tel est le cas, par quel moyen ? Pour y répondre, nous avons construit un modèle de recherche d'emploi avec épargne de précaution, étalonné sur données françaises. La recherche du niveau optimal des allocations chômage fondée sur les critères de bien-être social utilitariste et rawlsien a révélé un arbitrage entre efficacité et égalité. Pourtant, l'introduction d'un profil des allocations chômage à deux paliers, sous certaines conditions, s'est avérée source d'efficacité sans que l'utilité intertemporelle de l'individu le plus mal loti ne soit détériorée. La mise en place d'une allocation chômage (1^{er} palier) plus généreuse que celle qui prévaut dans la situation optimale rawlsienne relayée par une allocation chômage moins généreuse que celle qui prévaut dans le situation optimale rawlsienne ($2^{ème}$ palier) a accru l'efficacité du système sans nuire à l'individu le plus mal loti. L'existence d'une période d'indemnisation courte assurant au chômeur de court terme un revenu proche de celui perçu en emploi a rendu moins nécessaire l'épargne pour le motif de précaution. Elle a incité l'employé à différer une partie de son effort d'épargne au moment où il deviendra chômeur. Les chômeurs de court terme se sont alors mis à épargner ce qu'ils ne faisaient pas lorsque l'allocation chômage était constante et fixée à son niveau optimal rawlsien. Cette modification du profil temporel de l'épargne a permis aux chômeurs de puiser dans cette épargne pour soutenir leur consommation lorsque l'épisode de chômage s'est prolongé, c'est-à-dire lorsqu'ils sont devenus chômeurs de long terme. La mise en place d'une allocation chômage très généreuse n'a pas eu d'effets désincitatifs car l'indemnisation fut de courte durée. En raison de la chute de revenu qui intervient dans un délai relativement court lorsque l'agent devient

chômeur de long terme les chômeurs sont enclins à chercher de façon plus intense un emploi.

Le cadre théorique utilisé ignore l'effet selon lequel la générosité de l'allocation chômage peut permettre à certains travailleurs qualifiés de trouver un emploi plus approprié à leur qualification. La prise en compte de cet effet est susceptible d'atténuer le gain d'efficacité qui découle de l'instauration du profil à deux paliers. Dans notre modèle, la chute de revenu intervient dans un délai relativement court et est importante. Elle peut conduire certains agents à accepter des emplois de faibles qualités (Acemoglu et Shimer [2000]). La productivité des emplois diminuera en conséquence ce qui nuit à l'efficacité du marché du travail. Enfin, l'analyse de Werning (2002) révèle que le profil optimal cesse d'être décroissant lorsque l'aléa moral porte en outre sur le niveau d'épargne de précaution du chômeur. Dans un tel cadre, l'efficacité, qui découle de l'introduction d'une allocation chômage fortement généreuse relayée par une allocation moins généreuse, risque d'être moindre.

6 Annexe

L'annexe reporte les calculs qui ont permis d'identifier les propriétés de l'effort de recherche.

6.0.1 Allocation chômage constante

- Impact de γ sur l'effort h

$$\frac{dh}{d\gamma} = -\frac{\left[\varphi\beta\left(V(a',e)-V(a',u)\right)\right]^{\frac{1}{1-\varphi}}}{(1-\varphi)\gamma^{\frac{1}{1-\varphi}+1}} = -\frac{h}{(1-\varphi)\gamma}$$

Par hypothèse, $h \in [0;1]$, $\varphi \in]0;1[\Longrightarrow 1-\varphi \in]0;1[$

Donc :

$$\frac{dh}{d\gamma} < 0$$

- Impact de $(V(a',e)-V(a',u))$ sur l'effort h

$$\begin{aligned}\frac{dh}{d\left(V(a',e)-V(a',u)\right)} &= \left(\frac{\varphi\beta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\varphi}} \frac{\left[V(a',e)-V(a',u)\right]^{\frac{1}{1-\varphi}-1}}{(1-\varphi)} \\ &= \frac{h}{(1-\varphi)\left[V(a',e)-V(a',u)\right]}\end{aligned}$$

Par hypothèse, $h \in [0;1]$, $\varphi \in]0;1[\Longrightarrow 1-\varphi \in]0;1[$. De plus, $(1-\tau) > \theta \Longrightarrow V(a',e)-V(a',u) > 0$. Donc :

$$\frac{dh}{d\left(V(a',e)-V(a',u)\right)} > 0$$

- Impact de φ sur l'effort h

$$\frac{dh}{d\varphi} = h\left(\frac{\ln(\frac{\varphi\beta\left(V(a',e)-V(a',u)\right)}{\gamma})}{(1-\varphi)^2} + \frac{1}{(1-\varphi)\varphi}\right) = \frac{h(\ln h + \frac{1}{\varphi})}{(1-\varphi)}$$

$\frac{dh}{d\varphi} > 0 \Longleftrightarrow \ln h + \frac{1}{\varphi} > 0$

L'impact de φ est ambigu.

6.0.2 Allocation chômage dégressive

6.0.2.1 Impact de γ, φ, ρ, $V(a',e)-V(a',u)$ et $V(a',u)-V(a',u)$ sur h_{CT}

• Impact de ρ sur l'effort h_{CT}

$$\begin{aligned}\frac{dh_{CT}}{d\rho} &= \left(\frac{\varphi\beta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\varphi}} \frac{\{V(a',e)-V(a',u)+\rho(V(a',u)-V(a',u))\}^{\frac{1}{1-\varphi}-1}}{(V(a',u)-V(a',u))^{-1}(1-\varphi)} \\ &= \frac{(V(a',u_{CT})-V(a',u_{LT}))h_{CT}}{(1-\varphi)\{V(a',e)-V(a',u_{CT})+\rho(V(a',u_{CT})-V(a',u_{LT}))\}}\end{aligned}$$

Par hypothèse, $h_{CT}\in[0;1]$, $\varphi\in\,]0;1[\Longrightarrow 1-\varphi\in\,]0;1[$. On en déduit :

$$V(a',e)-V(a',u_{CT})+\rho(V(a',u_{CT})-V(a',u_{LT}))>0$$

car :

$$\begin{gathered}\theta>\phi\Longrightarrow V(a',u_{CT})-V(a',u_{LT}) \\ \rho>0 \\ (1-\tau)>\theta\Longrightarrow V(a',e)-V(a',u_{LT})\end{gathered}$$

Donc :

$$\frac{dh_{CT}}{d\rho}>0$$

• Impact de γ sur l'effort h_{CT}

$$\begin{aligned}\frac{dh_{CT}}{d\gamma} &= -\frac{[\varphi\beta\{V(a',e)-V(a',u_{CT})+\rho(V(a',u_{CT})-V(a',u_{LT}))\}]^{\frac{1}{1-\varphi}}}{(1-\varphi)\gamma^{\frac{1}{1-\varphi}+1}} \\ &= -\frac{h_{CT}}{(1-\varphi)\gamma}\end{aligned}$$

Puisque $h_{CT}\in[0;1]$ et $1-\varphi\in\,]0;1[$, on a :

$$\frac{dh_{CT}}{d\gamma}<0$$

• Impact de $V(a',e)-V(a',u_{CT})$ sur l'effort h_{CT}

On pose $x = V(a', e) - V(a', u_{CT})$

$$\begin{aligned}\frac{dh_{CT}}{dx} &= \left(\frac{\varphi\beta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\varphi}} \frac{\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\}^{\frac{1}{1-\varphi}-1}}{(1-\varphi)} \\ &= \frac{h_{CT}}{(1-\varphi)\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\}}\end{aligned}$$

On a montré précédemment :

$$\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\} > 0$$

Par hypothèse $h_{CT} \in [0; 1]$ et $1 - \varphi \in]0; 1[$. Donc :

$$\frac{dh_{CT}}{d\left(V(a', e) - V(a', u_{CT})\right)} > 0$$

- Impact de $V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT})$ sur l'effort h_{CT}

On pose $x = V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT})$

$$\begin{aligned}\frac{dh_{CT}}{dx} &= \left(\frac{\varphi\beta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\varphi}} \frac{\rho\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\}^{\frac{1}{1-\varphi}-1}}{(1-\varphi)} \\ &= \frac{h_{CT}}{\rho(1-\varphi)\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\}}\end{aligned}$$

Donc :

$$\frac{dh_{CT}}{d\left(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT})\right)} > 0$$

- Impact de $V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))$ sur l'effort h_{CT}

soit $x = V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))$

$$\begin{aligned}\frac{dh_{CT}}{dx} &= \left(\frac{\varphi\beta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\varphi}} \frac{\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\}^{\frac{1}{1-\varphi}-1}}{(1-\varphi)} \\ &= \frac{h_{CT}}{(1-\varphi)\{V(a', e) - V(a', u_{CT}) + \rho(V(a', u_{CT}) - V(a', u_{LT}))\}}\end{aligned}$$

Par hypothèse $h_{CT} \in [0;1]$ et $1-\varphi \in]0;1[$. De plus, on a montré que :

$$\{V(a',e) - V(a',u_{CT}) + \rho(V(a',u_{CT}) - V(a',u_{LT}))\} > 0$$

Donc :

$$\frac{dh_{CT}}{d\{V(a',e) - V(a',u_{CT}) + \rho(V(a',u_{CT}) - V(a',u_{LT}))\}} > 0$$

- Impact de φ sur l'effort h_{CT}

$$\begin{aligned}\frac{dh_{CT}}{d\varphi} &= h_{CT}\left(\frac{\ln(\frac{\varphi\beta\{V(a',e) - V(a',u_{CT}) + \rho(V(a',u_{CT}) - V(a',u_{LT}))\}}{\gamma})}{(1-\varphi)^2} + \frac{1}{(1-\varphi)\varphi}\right)\\ &= \frac{h_{CT}(\ln h_{CT} + \frac{1}{\varphi})}{(1-\varphi)}\end{aligned}$$

$\frac{dh_{CT}}{d\varphi} > 0 \Longleftrightarrow \ln h_{CT} + \frac{1}{\varphi} > 0$

L'impact de φ sur l'effort fourni par le chômeur de court terme est ambigu.

6.0.2.2 Impact de γ, φ, $V(a',e) - V(a',u_{LT})$ sur h_{LT}

- Impact de γ sur l'effort h_{LT}

$$\frac{dh_{LT}}{d\gamma} = -\frac{[\varphi\beta(V(a',e) - V(a',u_{LT}))]^{\frac{1}{1-\varphi}}}{(1-\varphi)\gamma^{\frac{1}{1-\varphi}+1}} = -\frac{h_{LT}}{(1-\varphi)\gamma}$$

Puisque $h_{LT} \in [0;1]$ et $1-\varphi \in]0;1[$, on a :

$$\frac{dh_{LT}}{d\gamma} < 0$$

- Impact de $V(a',e) - V(a',u_{LT})$ sur l'effort h_{LT}

$$\begin{aligned}\frac{dh_{LT}}{d(V(a',e) - V(a',u_{LT}))} &= \left(\frac{\varphi\beta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\varphi}} \frac{[V(a',e) - V(a',u_{LT})]^{\frac{1}{1-\varphi}-1}}{(1-\varphi)}\\ &= \frac{h_{LT}}{(1-\varphi)[V(a',e) - V(a',u_{LT})]}\end{aligned}$$

Par hypothèse $h_{LT} \in [0;1]$ et $1-\varphi \in]0;1[$. De plus, $(1-\tau) > \phi \Rightarrow V(a',e) - V(a',u_{LT}) > 0$

Donc :

$$\frac{dh_{LT}}{d\left(V(a',e) - V(a',u_{LT})\right)} > 0$$

- Impact de φ sur l'effort h_{LT}

$$\begin{aligned} \frac{dh_{LT}}{d\varphi} &= h\left(\frac{\ln(\frac{\varphi\beta\left(V(a',e) - V(a',u_{LT})\right)}{\gamma}}{(1-\varphi)^2} + \frac{1}{(1-\varphi)\varphi}\right) \\ &= \frac{h_{LT}(\ln h_{LT} + \frac{1}{\varphi})}{(1-\varphi)} \end{aligned}$$

$\frac{dh_{LT}}{d\varphi} > 0 \Longleftrightarrow \ln h_{LT} + \frac{1}{\varphi} > 0$

L'impact de φ sur l'effort fourni par le chômeur de long terme est ambigu.

Chapitre 4

Risque agrégé et dette publique[1]

[1] Ce chapitre est issu d'une collaboration avec Sumudu Kankanamge.

Introduction

Si l'évaluation du coût des fluctuations macroéconomiques, initiée par Lucas [1987] continue de diviser (Lucas [2003], Yellen et Akerlof [2006]) il n'en demeure pas moins que l'hypothèse d'incomplétude des marchés invite à réviser à la hausse le coût moyen des fluctuations macroéconomiques (Imrohoroglu [1989], Krusell et Smith [2002], Storesletten, Telmer et Yaron [2001]). En outre, Imrohoroglu [1989] montre que l'accès à l'emprunt est de nature à réduire considérablement l'ampleur du coût des fluctuations macroéconomiques. L'analyse de Imrohoroglu [1989] suggère que toute politique économique qui permet de desserrer la contrainte d'endettement des agents est susceptible d'atténuer la perte de bien-être qui découle de l'existence de fluctuations macroéconomiques.

Les premiers travaux qui reconsidèrent l'impact de la dette publique dans un cadre de marchés incomplets[2] montrent que celle-ci cesse d'être neutre. Woodford [1990] montre qu'en présence de frictions sur le marché des fonds prêtables due à l'existence de contraintes de crédit, l'introduction de la dette accroît le bien-être de l'économie. Cependant, l'analyse n'offre pas d'évaluation quantitative des bienfaits imputable à l'introduction de la dette. L'analyse quantitative de Aiyagari et de McGrattan [1998] s'inscrit dans la continuité du travail de Woodford [1990]. Aiyagari et McGrattan [1998] reconsidèrent l'impact de la dette américaine dans un cadre de marchés incomplets. Sous l'hypothèse que les agents ne peuvent emprunter, ils montrent que le niveau de dette optimal au sens du critère utilitariste coïncide avec

[2] A ses débuts, l'analyse de la dette s'est inscrite dans le cadre de modèles où les marchés sont complets. Modigliani [1961], suivi de Diamond [1965] et de Bernheim [1989] montrent que l'introduction de la dette évince le capital physique. L'accroissement de la dette freine alors l'accumulation. A long terme, le bien-être risque d'être moindre en raison du ralentissement de l'accumulation. Dans ce type de modèle, le niveau optimal de la dette est indéterminé, il dépend du niveau initial de la dette (Barro [1979], Chamley [1985, 1986]). De ce point de vue, il semble que l'endettement public ne soit pas désirable.

le niveau observé après la seconde guerre mondiale, égal à 67% du produit. L'introduction de la dette publique offre aux agents un moyen additionnel de lisser leur consommation et desserre leur contrainte d'endettement. Les liquidités de l'agent s'en trouvent augmentées. C'est la raison pour laquelle le niveau optimal de la dette est positif. Toutefois, la perte d'utilité intertemporelle à ne pas être au niveau optimal est minime, de l'ordre de $0,08\%$, lorsque l'Etat ne s'endette pas. L'analyse de l'impact de la dette menée par Aiyagari et McGrattan [1998] se concentre sur le bien-être moyen. L'impact de la dette sur le partage du risque est ignoré. C'est pourquoi Floden [2001] se propose d'en analyser les effets. Il montre que l'introduction de la dette, si elle conduit à un accroissement modeste du bien-être moyen, permet de mutualiser davantage le risque. En outre, Floden [2001] montre que le rôle bénéfique qu'on impute à la dette disparaît, dès lors que les transferts sont fixés à leur niveau optimal.

L'analyse de Aiyagari et McGrattan [1998] et de Floden [2001] laisse cependant un certain nombre de questions en suspens. Leur étude ignore l'incertitude au niveau agrégé. L'existence de périodes de récession qui augmente l'importance et la durée du chômage réduit le pouvoir assurantiel de l'épargne de précaution (effet fluctuation de l'emploi). En outre, la constitution d'une épargne de précaution dépend du risque qui pèse sur le taux d'intérêt (effet fluctuation des prix). L'existence de chocs au niveau macroéconomique est donc de nature à amplifier les effets des chocs idiosyncrasiques (Imrohoroglu [1989], Krusell et Smith [1999, 2002]). Aiyagari et McGrattan [1998] et Floden [2001] risquent d'avoir sous-estimé l'impact de la dette. L'ambition de ce chapitre est donc de reconsidérer l'impact de la dette dans un environnement où il existe de l'incertitude au niveau macroéconomique.

Le modèle, dans lequel l'analyse est menée, s'inscrit dans la lignée de Aiyagari

[1994]. Les agents sont exposés à un risque de revenu contre lequel ils ne peuvent que partiellement s'assurer, en raison de l'incomplétude des marchés financiers. Du risque au niveau macroéconomique est introduit à l'image de Krusell et Smith [1998]. Afin d'apprécier l'impact de l'introduction des fluctuations macroéconomiques sur le niveau optimal de la dette on détermine, au préalable, le niveau optimal de dette dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques. Il est alors comparé au niveau optimal de dette lorsque les fluctuations macroéconomiques sont intégrées. L'apport de ce chapitre est double. D'une part, il permet de clarifier le mécanisme par lequel le bien-être s'accroît suite à l'introduction de la dette. D'autre part, il montre qu'en présence de fluctuations macroéconomiques, il convient de réviser à la hausse le niveau optimal de dette.

Dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques, le niveau optimal de dette est égal à 30% du produit. Si, en moyenne l'introduction de la dette est désirable, son impact diffère suivant la catégorie d'agents que l'on considère. L'introduction de la dette profite principalement aux agents riches car elle augmente le taux d'intérêt. La hausse du taux d'intérêt, qui découle de l'introduction de la dette, explique que le niveau optimal soit positif. Lorsque le taux d'intérêt est fixe, l'introduction de la dette se traduit par une hausse du taux d'imposition. Les agents riches souffrent alors de l'introduction de la dette car ils ne bénéficient plus de l'augmentation du taux d'intérêt.

L'introduction de fluctuations macroéconomiques accroît considérablement le niveau optimal de dette. Ce dernier s'établit à 150% du produit. La perte de consommation qui découle de l'élimination de la dette publique, lorsque cette dernière est fixée à son niveau optimal, est alors 18 fois plus élevée par rapport à l'économie dépourvue de fluctuations macroéconomiques. L'introduction d'un risque au niveau

agrégé accroît l'importance du risque de chômage. En raison de l'existence de périodes de récession, durant lesquelles le taux de chômage et sa durée augmentent, les agents désirent épargner davantage pour motif de précaution. En outre, durant les périodes de récession, le taux de rendement de l'épargne et la quantité de capital physique disponible sont plus faibles. L'auto-assurance devient plus coûteuse et plus difficile. Parce que la dette publique offre aux agents un moyen additionnel de lisser leur consommation et accroît le taux d'intérêt, elle rend moins difficile la constitution d'une épargne de précaution. C'est la raison pour laquelle le niveau optimal de la dette publique est plus élevé.

Le chapitre est organisé de la façon suivante. La première section est consacrée à la présentation du modèle. La deuxième section a pour objet la description des techniques utilisées pour résoudre le modèle. La troisième section présente l'étalonnage du modèle. Dans une quatrième section, on détermine le niveau optimal de la dette dans un environnement dépourvu de fluctuations pour ensuite apprécier son impact dans un environnement où existent des fluctuations macroéconomiques. La dernière section conclut.

1 Le modèle

Le modèle considéré est le modèle à durée de vie infinie dans lequel est introduit un risque de chômage au niveau individuel et agrégé. L'économie est constituée d'un continuum d'agents de mesure 1. Les marchés sont incomplets. Les agents ne peuvent que partiellement s'assurer contre le risque de chômage auquel ils sont exposés sur le marché du travail.

1.1 Risque individuel et fluctuations macroéconomiques

Cette section a pour objet de présenter le cadre théorique dans lequel est menée la recherche du niveau optimal de la dette, lorsqu'il existe des fluctuations macroéconomiques. L'existence de fluctuations macroéconomiques conduit à distinguer le cycle dans lequel l'économie se trouve : croissance ou récession. Suivant la nature du cycle, la durée et l'ampleur du chômage se modifient. Le critère d'optimalité retenu est le critère utilitariste.

1.1.1 Le secteur productif

Le bien consommé par l'agent est produit grâce à du capital et du travail. On considère une entreprise représentative dont la technologie de production est de type Cobb-Douglas. Le niveau de production agrégée s'écrit alors :

$$Y = zF(K, N) = zK^{\alpha}N^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1$$

où Y_t, K_t et N_t désignent respectivement la production, le stock de capital et la demande de travail. z_t représente le progrès technique au sens de Hicks que l'on suppose stochastique. Il prend ses valeurs dans l'ensemble $Z = \{z_b, z_g\}$ où z_b et z_g désignent respectivement la valeur de la productivité en récession et en expansion. En outre, on suppose que z_t suit une chaîne de Markov du premier ordre dont les probabilités de transition $\eta(z'/z) = \mathbb{P}(z_{t+1} = z'/z_t = z)$ vérifient :

$$\eta = \begin{pmatrix} \pi_{gg} & \pi_{gb} \\ \pi_{bg} & \pi_{bb} \end{pmatrix}$$

Enfin, on suppose que le marché des facteurs de production est concurrentiel. Ils sont donc rémunérés à leur productivité marginale. w et r vérifient :

$$\begin{cases} r = \alpha z K^{\alpha-1} N^{1-\alpha} - \delta \\ w = (1-\alpha) z K^{\alpha} N^{-\alpha} \end{cases}$$

1.1.2 Le gouvernement

On note G les dépenses publiques du gouvernement. Ses dépenses sont financées par impôt T et emprunt B. La contrainte budgétaire du gouvernement est la suivante :

$$G + rB = B^{'} - B + T \tag{4.1}$$

avec

$$T = \tau \left(WN + rA \right) = \tau(Y - \delta K + rB)$$

où B' désigne le niveau de la dette de la période suivante. L'impôt T que collecte le gouvernement est de type proportionnel et assis sur les revenus du travail et du capital. En outre, on suppose que l'agent au chômage, dont la seule source de revenu est sa production domestique, est imposé uniquement sur ses revenus du capital. On en déduit le taux d'imposition qui s'applique lorsque le montant de dette émis est indépendant du cycle :

$$\tau = \frac{G + rB}{Y - \delta K + rB}$$

Toutefois, l'existence de fluctuations macroéconomiques modifie les recettes fiscales du gouvernement. En période de récession (expansion), le produit ainsi que le capital physique sont plus faibles. Les recettes fiscales sont, par conséquent, plus faibles (élevées) lors des récessions (expansions). Aussi l'Etat procède à un transfert Tr en direction des ménages. Il reverse le trop perçu d'impôt en période d'expansion alors qu'il prélève le "manque à gagner" en récession :

$$Tr \begin{cases} < 0 \text{ si } z_t = z_b \\ > 0 \text{ si } z_t = z_g \end{cases}$$

En outre, on suppose que les agents anticipent que le transfert est nul en moyenne[3].

[3]Les simulations montrent que le transfert représente 11% du salaire de l'agent au chômage.

1.1.3 Le ménage

Les préférences de l'agent sont résumées par V :

$$V = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^{t} \widetilde{\beta}_j \right) U(c_t)$$

$\widetilde{\beta}$ représente le taux d'actualisation supposé stochastique. Il vérifie :

$$\begin{cases} \widetilde{\beta}_0 = 1 \\ \widetilde{\beta}_{j \geq 1} \in]0;1[\end{cases}$$

Cette hypothèse implique que le taux d'actualisation $\widetilde{\beta}$ diffère entre les agents et varie dans le temps. Cela signifie qu'à chaque point du temps, il existe des agents plus patients que d'autres. Etant donné que l'on se place dans une structure dynastique, chaque agent s'interprète comme une dynastie altruiste. Le niveau de patience de chaque agent diffère donc d'une génération à l'autre. On suppose que le taux d'actualisation suit un processus de Markov. L'hypothèse d'un taux d'actualisation stochastique est faite afin de rapprocher la distribution des richesses de sa contrepartie empirique[4].

c_t désigne le niveau de consommation de l'agent à la date t. La fonction d'utilité U est une fonction continue et strictement concave de type CRRA :

$$U(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \text{ si } \sigma \neq 1 \\ \log(c_t) \text{ si } \sigma = 1 \end{cases}$$

Lorsqu'il existe du risque macroéconomique, l'ampleur du risque de chômage dépend de la nature du choc de productivité agrégé. Le taux de chômage est plus élevé en période de récession qu'en période d'expansion. Les transitions sur le marché du travail dépendent donc de la situation au niveau agrégé (c'est-à-dire de la nature des fluctuations macroéconomiques). Soit ϵ la réalisation spécifique à l'agent des

[4] Cette méthode a été développée par Krusell et Smith [1998]. Ils montrent que celle-ci permet de rapprocher la concentration de la richesse parmi les plus riches de sa contrepartie empirique.

évènements idiosyncrasiques. Cette dernière prend ses valeurs dans l'ensemble $E = \{e, u\}$ où e désigne l'employé et u le chômeur. La matrice de transition, qui donne conjointement l'état agrégé et individuel, vérifie alors :

$$\Pi = \begin{pmatrix} \Pi_{bbuu} & \Pi_{bbue} & \Pi_{bguu} & \Pi_{bgue} \\ \Pi_{bbeu} & \Pi_{bbee} & \Pi_{bgeu} & \Pi_{bgee} \\ \Pi_{gbuu} & \Pi_{gbue} & \Pi_{gguu} & \Pi_{ggue} \\ \Pi_{gbeu} & \Pi_{gbee} & \Pi_{ggeu} & \Pi_{ggee} \end{pmatrix}$$

où $\Pi_{ggee} = \Pr(z_{t+1} = z_g, \epsilon_{t+1} = e / z_t = z_g, \epsilon_t = e)$.

L'existence d'épisodes de chômage est donc source de fluctuation du revenu salarial. Quelque soit la nature du choc de productivité agrégé, l'agent en emploi offre à l'entreprise une unité de travail de façon inélastique. En contrepartie, il reçoit un salaire noté w. Lorsque l'agent est sans emploi, son revenu correspond à sa production domestique laquelle représente une fraction θ du salaire en vigueur (elle représente l'efficacité de la production domestique). Les marchés étant incomplets, les agents ne peuvent, qu'imparfaitement, s'assurer contre le risque de chômage. En outre, on suppose qu'ils ne peuvent s'endetter. Seule la constitution d'une épargne peut alors leur permettre de se prémunir contre le risque de chômage. L'existence de fluctuations macroéconomiques conduit à distinguer les variables d'état individuelles d'agrégées. Les variables d'état individuelles sont données par le vecteur $(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ où a représente le stock de capital de début de période, ϵ la réalisation spécifique à l'agent des évènements idiosyncrasiques et $\widetilde{\beta}$ le taux d'actualisation de l'agent. Les variables d'état agrégées sont résumées par le vecteur $(\ z, \Gamma)$ où $\Gamma(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ est une mesure de la distribution des actifs détenus par les agents suivant leur impatience et leurs opportunités d'emploi. Pour prédire les prix, les agents doivent être en mesure de prédire le capital agrégé. La connaissance de la distribution des richesses de la période courante est alors nécessaire. Aussi, les prix dépendent de la distribution

des richesses et du choc agrégé de la période courante :

$$\begin{cases} r = zF_K(K,N) - \delta = r(z,\Gamma) \\ w = zF_N(K,N) = w(z,\Gamma) \end{cases}$$

Le programme que résout le consommateur, sous sa forme récursive, est le suivant :

$$v(a,\epsilon,\widetilde{\beta};\Gamma,z) = \max_{c,\ a'}\{U(c) + \widetilde{\beta}E\left[v(a',\epsilon',\widetilde{\beta}';z',\Gamma')/(\epsilon,\widetilde{\beta};z,\Gamma)\right]\} \tag{4.2}$$

sous les contraintes :

$$c + a' = (1 + r(z,\Gamma)(1-\tau))a + w(z,\Gamma)(1-\tau)\epsilon + Tr \tag{4.3}$$

$$c \geq 0 \tag{4.4}$$

$$a' \geq 0 \tag{4.5}$$

$$\Gamma' = H(\Gamma,z) \tag{4.6}$$

avec :

$$\epsilon = \begin{cases} 1 \ si \ \epsilon = e \\ \theta \ si \ \epsilon = u \end{cases}$$

où a' désigne la richesse de la période suivante.

1.1.4 Equilibre

Définir l'équilibre de cette économie consiste à déterminer les règles de décision $c(a,\epsilon,\widetilde{\beta};z,\Gamma)$ et $a'(a,\epsilon,\widetilde{\beta};z,\Gamma)$, le capital agrégé de l'économie $K(z,\Gamma)$, le prix des facteurs $r(z,\Gamma)$ et $w(z,\Gamma)$ et la loi d'évolution de la distribution des richesses $\Gamma' = H(\Gamma,z)$ de sorte que :

(i) les règles de décision $c(a,\epsilon,\widetilde{\beta};z,\Gamma)$ et $a'(a,\epsilon,\widetilde{\beta};z,\Gamma)$ soient solution du programme individuel de maximisation (4.2) sous les contraintes (4.3), (4.4), (4.5) et (4.6)

(ii) les prix vérifient :

$$\begin{cases} r(z,\Gamma) = zF_K(K,N) - \delta \\ w(z,\Gamma) = zF_N(K,N) \end{cases}$$

(iii) l'impôt prélevé assure l'équilibre de la contrainte budgétaire du gouvernement (4.1)

(iv) l'équilibre sur le marché du capital est vérifié :

$$K = \sum_a \sum_\epsilon a'(a,\epsilon,\widetilde{\beta};\Gamma,z)\Gamma(a,\epsilon,\widetilde{\beta}) - B$$

(v) Le programme de l'agent est satisfait étant donné la loi d'évolution H et la loi d'évolution est compatible avec le comportement individuel.

1.2 Risque individuel

Cette section a pour objet de présenter le cadre théorique dans lequel est menée la recherche du niveau optimal de la dette en l'absence de risque macroéconomique. La plupart des hypothèses faites en présence de fluctuations macroéconomiques sont maintenues. Ne sont amendées que celles qui sont directement liées à l'élimination des fluctuations macroéconomiques.

1.2.1 Le secteur productif

Les hypothèses relatives à la fonction de production demeurent à l'exception du progrès technique z_t. En l'absence de risque macroéconomique, le progrès technique est constant.

1.2.2 Le gouvernement

En l'absence de fluctuations macroéconomique, la contrainte budgétaire du gouvernement demeure, à savoir :

$$G + rB = B^{'} - B + T \tag{4.7}$$

avec

$$T = \tau(wN + rA) = \tau(Y - \delta K + rB)$$

1.2.3 Le ménage

Les préférences de l'agent sont inchangées. En l'absence de risque au niveau agrégé, la matrice de transition qui définit les transitions sur le marché du travail devient :

$$\pi = \begin{pmatrix} \pi_{uu} & \pi_{ue} \\ \pi_{eu} & \pi_{ee} \end{pmatrix}$$

où $\pi_{uu} = \Pr(\epsilon_{t+1} = u, \epsilon_t = u)$. Lorsque l'agent est employé il perçoit le salaire w. Son revenu se réduit à θw lorsqu'il devient chômeur.

En l'absence de fluctuations macroéconomiques, le vecteur $(a,\ \epsilon, \widetilde{\beta})$ suffit à résumer les variables d'état du programme de maximisation de l'agent. Celui-ci, écrit sous sa forme récursive, vérifie :

$$v(a, \epsilon, \widetilde{\beta}) = \max_{c,\ a'} \{U(c) + \widetilde{\beta} E\left[v(a', \epsilon', \widetilde{\beta}')/(\epsilon, \widetilde{\beta})\right]\} \tag{4.8}$$

sous les contraintes :

$$c + a' = (1 + r(1 - \tau))a + w(1 - \tau)\epsilon \tag{4.9}$$

$$c \geq 0 \tag{4.10}$$

$$a' \geq 0 \tag{4.11}$$

avec toujours :

$$\epsilon = \begin{cases} 1 \ si\ \epsilon = e \\ \theta \ si\ \epsilon = u \end{cases}$$

1.2.4 L'équilibre

Définir l'équilibre de cette économie consiste à déterminer les règles de décision $c(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ et $a'(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$, le capital agrégé de l'économie K et le prix des facteurs r et w de sorte que :

(i) les règles de décision $c(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ et $a'(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ soient la solution du programme individuel de maximisation (4.8) sous les contraintes (4.9), (4.10) et (4.11)

(ii) les prix vérifient :

$$\begin{cases} r = zF_K(K, N) - \delta \\ w = zF_N(K, N) \end{cases}$$

(iii) l'impôt prélevé assure l'équilibre de la contrainte budgétaire du gouvernement (4.7)

(iv) l'équilibre sur le marché du capital est vérifié :

$$K = \sum_a \sum_\epsilon a'(a, \epsilon, \widetilde{\beta}) \Gamma(a, \epsilon, \widetilde{\beta}) - B$$

où $\Gamma(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ désigne la distribution des richesses suivant le statut sur le marché du travail et l'impatience de l'agent.

2 Résolution[5]

Cette section a pour objet de présenter les méthodes mobilisées à la résolution numérique des différents modèles décrits ci-dessus.

2.1 Risque idiosyncrasique et agrégé

En présence de fluctuations macroéconomiques, les agents doivent prédire le taux d'intérêt ainsi que le salaire. Cela nécessite alors de connaître la distribution des richesses. Puisqu'il s'agit d'un objet de dimension infini, il convient de définir l'ensemble d'informations à partir desquelles les agents prédisent le taux d'intérêt et le salaire.

• Définition de la loi d'évolution des moments de la distribution des richesses (Etape 1)

[5] Pour de plus amples détails concernant la résolution de chaque étape se reporter à l'annexe.

Krusell et Smith [1998] montrent que la connaissance de quelques moments (tels que la moyenne, l'écart type, etc...) de la distribution des richesses Γ suffit pour prévoir le capital agrégé de la période suivante. Plus encore, Krusell et Smith [1998] démontrent que l'évolution de la distribution des richesses peut être appréhendée à partir du premier moment de la distribution courante Γ, c'est-à-dire la moyenne. L'amélioration de la prévision permise par la prise en compte de moments supplémentaires est quantitativement mineure. Ceci résulte de la quasi linéarité des règles de décision $a'(a, \epsilon, \widetilde{\beta}; \Gamma, z)$ par rapport à la richesse courante a. Cela signifie que la plupart des agents ont la même propension à consommer : la propension marginale à épargner est presque indépendante de la richesse, à l'exception des ménages contraints sur leurs liquidités. Comme une grande partie du stock de capital est détenu par des agents dont les propensions à épargner sont presque identiques, le capital agrégé de la période future K' est très bien prédit par le capital agrégé de la période courante K. Cette méthode est qualifiée de "aggregate approximation". La règle d'évolution que l'on retient est la suivante :

$$\log(\overline{K}') = a_0 + a_1 z + a_2 \log(\overline{K}) \tag{4.12}$$

où $\overline{K}$ et $\overline{K}'$ désignent respectivement le stock de capital moyen de la période courante et suivante.

• **Résolution du programme du ménage (Etape 2)**

Etant donné la loi d'évolution que l'on s'impose et les valeurs des paramètres a_0, a_1 et a_2 que l'on se donne, on résout le problème individuel de maximisation de l'agent. Pour ce faire, l'équation d'Euler qui résume les conditions du premier ordre du problème de maximisation de l'agent est approximée suivant la méthode "Parameterized Expectations Approach" (PEA). Cette méthode consiste à approximer l'espérance conditionnelle, c'est-à-dire la partie droite de l'équation d'Euler pour le

cas où $a' > 0$[6] :

$$U'(c) = E\left[\widetilde{\beta}' U'(c')(1 + r'(z', \Gamma')(1 - \tau))/\epsilon, \widetilde{\beta}; z, \Gamma\right]$$

à partir de la fonction polynomiale h définie par : $h(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K}, \psi^h)$ où le vecteur $(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K}, \psi^h)$ contient toute l'information pertinente pour approximer l'espérance conditionnelle[7]. ψ^h représente le vecteur de paramètres à estimer. Les polynômes de Chebychev, qui appartiennent à la famille des polynômes orthogonaux, s'avèrent de bons candidats en matière de résolution numérique (Judd [1998] et Heer et Maussner [2005]). Pour identifier et estimer les coefficients du polynôme de Chebychev la méthode dite de collocation est mobilisée. Elle consiste à projeter le polynôme de Chebychev sur un espace engendré par ses racines. Les coefficients sont donc identifiés grâce à la minimisation de la somme des carrés des résidus de la projection. On itère sur chacun de ces coefficients jusqu'à ce qu'ils satisfassent le critère de convergence (10^{-4}).

• **Simulation de la distribution de richesse (Etape 3)**

L'approximation de l'équation d'Euler terminée, on procède à trois tirages aléatoires de longueur T. Le premier tirage concerne le choc agrégé z, le second tirage, qui dépend du premier, correspond au choc idiosyncrasique de chômage. Le dernier tirage concerne le degré d'impatience des agents et est indépendant des deux premiers tirages. Pour chacune des réalisations du vecteur $(z_t, \epsilon_t, \widetilde{\beta}_t)_1^T$, la consommation ainsi que le choix de richesse a' sont simulés pour un nombre N d'individus grâce à l'approximation de l'équation d'Euler. Elles forment les T distributions de $\Gamma_t(a_t, \epsilon_t, \widetilde{\beta}_t)$.

• **Estimation de la loi d'évolution de la richesse (Etape 4)**

[6] Si $a' = 0$ alors la consommation se déduit directement de la contrainte budgétaire.

[7] L'information pertinente n'est autre que l'information véhiculée par les variables d'état.

A partir de ces distributions simulées, on détermine le capital agrégé. La méthode des moindres carrés linéaires nous permet de déduire la forme de H donnée par l'équation (4.12), c'est-à-dire d'obtenir une estimation de a_0, a_1 et a_2. Si ces derniers sont suffisamment proches de ceux posés (le critère de convergence de 10^{-3} doit être vérifié) à l'étape 1, alors l'algorithme prend fin. Dans le cas contraire, l'estimation obtenue de a_0, a_1 et a_2 est utilisée pour réinitialiser l'algorithme.

2.2 Risque idiosyncrasique

En l'absence de fluctuations macroéconomiques, la résolution du modèle s'articule autour de la résolution numérique du programme individuel de maximisation du ménage. L'algorithme est le suivant :

• On fixe le taux d'intérêt r à partir duquel on déduit le salaire w par la frontière des prix des facteurs de production.

• Etant donné r et w, on résout le problème individuel de maximisation de l'agent. A nouveau la méthode PEA est mobilisée. L'espérance conditionnelle c'est-à-dire la partie droite de l'équation d'Euler dans le cas où $a' > 0$, c'est-à-dire $U'(c) = E\left[\widetilde{\beta}' U'(c')(1 + r'(1-\tau))/(\epsilon, \widetilde{\beta})\right]$ est approximée à partir d'une fonction polynomiale h définie par $h(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, \psi^h)$. Dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques, l'approximation de l'espérance conditionnelle ne nécessite pas de prendre en considération la nature du choc agrégé et le premier moment de la distribution des richesses puisque les prix sont connus. L'estimation des paramètres du polynôme se fait aussi selon la méthode de collocation.

• L'approximation de l'équation d'Euler achevée, on procède à deux tirages aléatoires, chacun de longueur T. L'un concerne le risque idiosyncrasique de revenu, l'autre l'impatience des agents. Ces tirages nous permettent de simuler pour un nombre N d'individus leur consommation c ainsi que leur choix de richesse a'. On

obtient alors T distributions de la richesse suivant le statut sur le marché du travail (employés ou chômeurs) et l'impatience.

• A partir de ces distributions simulées, on détermine le capital agrégé. Ce dernier calculé, on déduit le taux d'intérêt. Si ce dernier est suffisamment proche de celui posé (le critère de convergence de 10^{-6} doit être vérifié) l'algorithme prend fin. Dans le cas contraire, le taux d'intérêt issu des simulations est utilisé pour réinitialiser l'algorithme.

3 Etalonnage

Cette section décrit les choix d'étalonnage. L'étalonnage d'un modèle à l'autre diffère par les valeurs attribuées aux paramètres qui caractérisent la situation sur le marché du travail et la productivité agrégée. L'élimination des fluctuations macroéconomiques modifie les caractéristiques du marché du travail ainsi que la productivité agrégée. Le taux de chômage, la durée du chômage et la productivité agrégée cessent de fluctuer. Le modèle est étalonné sur l'économie américaine. La période de chaque modèle est le trimestre.

3.1 Risque idiosyncrasique et agrégé

L'étalonnage du choc de productivité agrégé et des caractéristiques du marché du travail reprend pour partie celui de Krusell et Smith [1998].

3.1.1 Préférences et taux d'escompte

L'aversion relative au risque σ est fixée à 1 à l'image de Krusell et Smith [1998]. La fonction d'utilité est donc de type logarithmique :

$$U(c) = \log(c)$$

Comme Carroll [2000] et Grant, Koulovatianas, Michaelides et Padula [2003], on suppose que le facteur d'actualisation $\widetilde{\beta}$ peut prendre deux valeurs. $\widetilde{\beta} \in \left\{\widetilde{\beta}_1, \widetilde{\beta}_2\right\}$ où $\widetilde{\beta}_1 < \widetilde{\beta}_2$:

$$\begin{pmatrix}\widetilde{\beta}_1\\ \widetilde{\beta}_2\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0,9876\\ 0,9986\end{pmatrix}$$

Pour cet étalonnage le ratio capital sur produit $\dfrac{K}{Y}$ vaut $7,7$.

L'agent dont le facteur d'actualisation vaut $\widetilde{\beta}_1$ est qualifié d'impatient alors que l'agent dont le facteur d'actualisation vaut $\widetilde{\beta}_2$ est qualifié de patient. On suppose en outre que le facteur d'actualisation suit un processus de Markov. On note Υ la matrice qui décrit les transitions d'un facteur d'actualisation à l'autre. Elle est de la forme :

$$\Upsilon = \begin{pmatrix} \Upsilon_{\widetilde{\beta}_1\widetilde{\beta}_1} & \Upsilon_{\widetilde{\beta}_1\widetilde{\beta}_2} \\ \Upsilon_{\widetilde{\beta}_2\widetilde{\beta}_1} & \Upsilon_{\widetilde{\beta}_2\widetilde{\beta}_2} \end{pmatrix}$$

avec :

$$\begin{cases} \Upsilon_{\widetilde{\beta}_1\widetilde{\beta}_1} + \Upsilon_{\widetilde{\beta}_1\widetilde{\beta}_2} = 1 \\ \Upsilon_{\widetilde{\beta}_2\widetilde{\beta}_1} + \Upsilon_{\widetilde{\beta}_2\widetilde{\beta}_2} = 1 \end{cases}$$

A l'image de Carroll [2000], on suppose que deux tiers de la population totale est caractérisée par le facteur d'actualisation $\widetilde{\beta}_1$. Cela signifie que $\Pr(\widetilde{\beta}_t = \widetilde{\beta}_1) = \dfrac{2}{3}$ et donc que $\Pr(\widetilde{\beta}_t = \widetilde{\beta}_2) = \dfrac{1}{3}$. Ainsi le taux d'actualisation moyen vaut $0,9913$ ce qui correspond à la valeur qui est habituellement retenue lorsque la période est le trimestre.

On suppose en outre que la durée moyenne d'une génération pour les agents dont le facteur d'actualisation est $\widetilde{\beta}_1$ est de 50 ans soit 200 trimestres. On a par conséquent :

$$\Upsilon_{\widetilde{\beta}_1\widetilde{\beta}_2} = \Pr(\widetilde{\beta}_{t+1} = \widetilde{\beta}_2 / \widetilde{\beta}_t = \widetilde{\beta}_1) = \frac{1}{200}$$

On utilise le fait que :

$$\Upsilon_{\widetilde{\beta}_2\widetilde{\beta}_2} = 1 - \Upsilon_{\widetilde{\beta}_1\widetilde{\beta}_2} \frac{\Pr(\widetilde{\beta}_t = \widetilde{\beta}_1)}{\Pr(\widetilde{\beta}_t = \widetilde{\beta}_2)}$$

On obtient :

$$\Upsilon = \begin{pmatrix} 0,995 & 0,005 \\ 0,01 & 0,99 \end{pmatrix}$$

3.1.2 Fonction de production

Le taux de dépréciation δ est fixé à $0,03$. La part du capital dans le produit α est fixée à $0,3$. On suppose, à l'image de Krusell et Smith [1998], que la valeur du choc de productivité agrégé vaut $z_b = 0,99$ lorsque le choc est de type récessionniste et $z_g = 1,01$ lorsque le choc est de type expansionniste.

3.1.3 Gouvernement

on suppose que les dépenses publiques représentent plus de 20% du produit : $\frac{G}{Y} = 0,217$ et qu'initialement la dette représente $\frac{2}{3}$ du produit (Aiyagari et McGrattan [1998]).

3.1.4 Caractéristiques du marché du travail

L'étalonnage des caractéristiques du marché du travail reprend, pour partie, celui de Krusell et Smith [1998]. Le risque de revenu correspond à un risque de chômage. La description des transitions entre l'emploi et le chômage nécessite que l'on définisse la durée du chômage et le taux de chômage lorsque l'économie ne change pas de cycle. Lorsque l'économie connaît un changement de régime, l'étalonnage des matrices de transitions entre l'emploi et le chômage doit intégrer la modification du taux de chômage.

On suppose que le choc technologique est symétrique. La matrice η qui décrit les transitions entre les différents états agrégés est étalonnée afin que la persistence du choc technologique soit égale à $0,95$ (Prescott [1986]). On obtient :

$$\eta_{gg} = \eta_{bb} = 0,975$$
$$\eta_{bg} = \eta_{gb} = 0,025$$

La matrice de transition qui décrit conjointement l'état agrégé et individuel que l'on note Π est construite à l'aide des informations que contient la matrice η et des hypothèses suivantes. En récession, la durée du chômage, notée $durub$, est de $2,5$ trimestres. En expansion, la durée du chômage, notée $durug$, est fixée à $1,5$ trimestres. En récession, le taux de chômage, noté u_b, vaut 10% alors qu'en expansion le taux de chômage, noté u_g, vaut 4%. Ces différentes hypothèses nous permettent alors de construire les matrices de transition Π^{gg}, Π^{bb}, Π^{gb}, Π^{bg} qui forment la matrice Π.

La matrice de transition Π^{gg} correspond au cas où l'économie en situation d'expansion ne change pas de cycle $(z, z') = (g, g)$. Elle vérifie :

$$\Pi^{gg} = \begin{pmatrix} \Pi^{gg}_{uu} & \Pi^{gg}_{ue} \\ \Pi^{gg}_{eu} & \Pi^{gg}_{ee} \end{pmatrix}$$

où $\Pi^{gg}_{eu} = \Pr(\epsilon_{t+1} = u^g / \epsilon_t = e^g)$ désigne la probabilité que l'agent soit chômeur et dans l'état agrégé expansion en $t+1$ sachant qu'en t il était employé et dans l'état agrégé expansion. Π^{gg}_{ee}, Π^{gg}_{eu}, Π^{gg}_{ue} et Π^{gg}_{uu} s'obtiennent par la résolution du système suivant :

$$\begin{cases} \Pi^{gg}_{ee} + \Pi^{gg}_{eu} = 1 \\ \Pi^{gg}_{ue} + \Pi^{gg}_{uu} = 1 \\ \Pi^{gg}_{ue} = \dfrac{1}{durug} \\ \Pi^{gg}_{ee} = 1 - \dfrac{u_g \Psi^{gg}_{ue}}{1 - u_g} \end{cases} \Longrightarrow \Pi^{gg} = \begin{pmatrix} 0,3333 & 0,6667 \\ 0,0278 & 0,9722 \end{pmatrix}$$

La matrice de transition Π^{bb} correspond au cas où l'économie en situation de récession reste en récession : $(z, z') = (b, b)$. Elle vérifie :

$$\Pi^{bb} = \begin{pmatrix} \Pi^{bb}_{uu} & \Pi^{bb}_{ue} \\ \Pi^{bb}_{eu} & \Pi^{bb}_{ee} \end{pmatrix}$$

où $\Pi^{bb}_{eu} = \Pr(\epsilon_{t+1} = u^b / \epsilon_t = e^b)$ désigne la probabilité que l'agent soit chômeur et dans l'état agrégé récession en $t+1$ sachant qu'il était employé et dans l'état récession

en t. Π_{ee}^{bb}, Π_{eu}^{bb}, Π_{ue}^{bb} et Π_{uu}^{bb} s'obtiennent par la résolution du système suivant :

$$\left\{\begin{array}{c} \Pi_{ee}^{bb}+\Pi_{eu}^{bb}=1 \\ \Pi_{ue}^{bb}+\Pi_{uu}^{bb}=1 \\ \Pi_{ue}^{bb}=\dfrac{1}{durub} \\ \Pi_{ee}^{bb}=1-\dfrac{u_b\Pi_{ue}^{bb}}{1-u_b} \end{array}\right. \Longrightarrow \Pi^{bb}=\left(\begin{array}{cc} 0,6 & 0,4 \\ 0,0445 & 0,9555 \end{array}\right)$$

Lorsque le cycle se modifie, le taux de chômage se modifie. Les transitions entre l'emploi et le chômage s'en trouvent altérées. Aussi, fait-on les hypothèses suivantes, à l'image de Krusell et Smith [1998] :

$$\left\{\begin{array}{l} \Pi_{uu}^{bg}=\Pr(\epsilon_{t+1}=u^g/\epsilon_t=u^b)=0,75\Pi_{uu}^{gg} \\ \Pi_{uu}^{gb}=\Pr(\epsilon_{t+1}=u^b/\epsilon_t=u^g)=1,25\Pi_{uu}^{bb} \end{array}\right.$$

La probabilité de rester chômeur lorsque l'économie entre en récession (expansion) augmente (diminue) puisque, par hypothèse, le chômage est plus important lors des épisodes de récession que lors de épisodes d'expansion.

La matrice de transition Π^{bg} correspond au cas où l'économie passe de la récession à l'expansion : $(z,z')=(b,g)$. Elle vérifie :

$$\Pi^{bg}=\left(\begin{array}{cc} \Pi_{uu}^{bg} & \Pi_{ue}^{bg} \\ \Pi_{eu}^{bg} & \Pi_{ee}^{bg} \end{array}\right)$$

où $\Pi_{eu}^{bg}=\Pr(\epsilon_{t+1}=u^g/\epsilon_t=e^b)$ désigne la probabilité que l'agent devienne chômeur et soit dans l'état agrégé expansion en $t+1$ sachant qu'en t l'agent était employé et dans l'état agrégé récession. Π_{ee}^{bg}, Π_{eu}^{bg}, Π_{ue}^{bg} et Π_{uu}^{bg} s'obtiennent par la résolution du système suivant :

$$\left\{\begin{array}{c} \Pi_{ee}^{bg}+\Pi_{eu}^{bg}=1 \\ \Pi_{ue}^{bg}+\Pi_{uu}^{bg}=1 \\ \Pi_{uu}^{bg}=0,75\Pi_{uu}^{gg} \\ \Pi_{ee}^{bg}=\dfrac{((1-u_g)-u_b\Pi_{ue}^{bg})}{1-u_b} \end{array}\right. \Longrightarrow \Pi^{bg}=\left(\begin{array}{cc} 0,25 & 0,75 \\ 0,0167 & 0,9833 \end{array}\right)$$

La matrice de transition Π^{gb} correspond au cas où l'économie passe de l'expansion à la récession : $(z,z')=(g,b)$.

$$\Pi^{gb} = \begin{pmatrix} \Pi^{gb}_{ee} & \Pi^{gb}_{eu} \\ \Pi^{gb}_{ue} & \Pi^{gb}_{uu} \end{pmatrix}$$

où $\Pi^{gb}_{eu} = \Pr(\epsilon_{t+1} = u^b/\epsilon_t = e^g)$ désigne la probabilité que l'agent devienne chômeur et soit dans l'état agrégé récession en $t+1$ sachant qu'en t l'agent était employé et dans l'état agrégé expansion. Π^{gb}_{ee}, Π^{gb}_{eu}, Π^{gb}_{ue} et Π^{gb}_{uu} s'obtiennent par la résolution du système suivant :

$$\begin{cases} \Pi^{gb}_{ee} + \Pi^{gb}_{eu} = 1 \\ \Pi^{gb}_{ue} + \Pi^{gb}_{uu} = 1 \\ \Pi^{gb}_{uu} = 1.25\Pi^{bb}_{uu} \\ \Pi^{gb}_{ee} = \dfrac{((1-u_b) - u_g\Pi^{gb}_{ue})}{1-u_g} \end{cases} \Longrightarrow \Pi^{gb} = \begin{pmatrix} 0,75 & 0,25 \\ 0,0729 & 0,9271 \end{pmatrix}$$

Les matrices η, Π^{gg}, Π^{bb}, $\Pi^{gb} et \Pi^{bg}$ permettent alors de déduire la matrice Π.

$$\Pi = \begin{pmatrix} \eta_{bb}\Pi^{bb} & \eta_{bg}\Pi^{bg} \\ \eta_{gb}\Pi^{gb} & \eta_{gg}\Pi^{gg} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,585 & 0,39 & 0,00625 & 0,01875 \\ 0,0433875 & 0,9316125 & 0,0004175 & 0,0245825 \\ 0,01875 & 0,00625 & 0,3249675 & 0,6500325 \\ 0,0018225 & 0,0231775 & 0,027105 & 0,947895 \end{pmatrix}$$

Pour illustration, l'intersection de la 3ème ligne et de la 3ème colonne, nous donne la probabilité d'être en $t+1$ chômeur et en expansion sachant qu'en t on était chômeur et en expansion c'est-à-dire $\Pr(z_{t+1} = g, \epsilon_{t+1} = u/z_t = g, \epsilon_t = u) = 0,3249675$.

On peut alors définir la matrice qui décrit conjointement le statut sur le marché du travail (chômeur ou employé), la nature du cycle (récession ou expansion) et le degré de patience (patient ou impatient) que l'on note Ψ. Elle s'obtient par le produit de kronecker de la matrice, qui décrit les transitions entre l'emploi et le chômage, par la matrice qui décrit les transitions d'un facteur d'actualisation à l'autre :

$$\Psi = \Pi \otimes \Upsilon$$

3.2 Risque idiosyncrasique

Dans ce paragraphe, on s'attache à présenter la stratégie d'étalonnage dans une économie qui ne comporte pas de risque au niveau agrégé. L'étalonnage des préférences, du taux d'escompte et du comportement du gouvernement est inchangé. En revanche, celui de la fonction de production et des caractéristiques du marché du travail se trouve modifié par l'élimination des fluctuations macroéconomiques. L'élimination des fluctuations macroéconomiques suit la méthode de Imrohoroglu [1989].

3.2.1 Fonction de production

La valeur du choc de productivité agrégé, en l'absence d'incertitude au niveau agrégé, est fixée à 1. Ce n'est autre que la valeur moyenne du choc de productivité agrégé lorsqu'il existe du risque au niveau agrégé.

3.2.2 Caractéristiques du marché du travail

Le taux de chômage, noté u, et la durée du chômage $duru$ sont fixés à leur valeur moyenne lorsqu'il existe des fluctuations macroéconomiques, soient $u = 7\%$ et $duru = 2$. Ces deux hypothèses réunies nous permettent d'en déduire la matrice qui décrit les transitions sur le marché du travail :

$$\begin{cases} \pi_{uu} + \pi_{ue} = 1 \\ \pi_{ue} + \pi_{uu} = 1 \\ \pi_{ue} = \dfrac{1}{duru} \\ \pi_{ee} = 1 - \pi_{ue}\dfrac{u}{1-u} \end{cases} \Longrightarrow \pi = \begin{pmatrix} 0,5 & 0,5 \\ 0,0376 & 0,9624 \end{pmatrix}$$

La matrice qui décrit conjointement le statut sur le marché du travail (chômeur ou employé) et le degré de patience (patient ou impatient) que l'on note Φ s'obtient alors par le produit de kronecker de la matrice qui décrit les transitions sur le marché

du travail par celle qui décrit les transitions d'un facteur d'actualisation à l'autre :

$$\Phi = \pi \otimes \Upsilon$$

4 Résultats

Cette section se propose d'analyser l'impact de la dette publique dans un environnement où il existe du risque au niveau agrégé qui exacerbe le risque idiosyncrasique de revenu. L'analyse repose sur la comparaison d'état stationnaire.

Au préalable, on se propose d'expliciter le mécanisme souligné par Aiyagari et McGrattan [1998].

4.1 Dette publique et contrainte d'endettement

Aiyagari et McGrattan [1998] montrent que l'abandon de l'hypothèse de marchés complets réaffirme le rôle que peut jouer la dette. L'introduction de la dette publique accroît les liquidités de l'économie. En offrant aux agents un moyen supplémentaire de lisser leur consommation, ces derniers voient leur contrainte d'endettement desserrée. Pour le comprendre, on considère une version simplifiée du modèle théorique proposé dans ce chapitre. A des fins de simplification, on suppose qu'il n'y a pas de risque agrégé, que le facteur d'actualisation est constant et que l'imposition du revenu est forfaitaire. Le programme que résout l'agent est alors le suivant :

$$\max_{\{c_t, a_{t+1}\}} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \right]$$

sous les contraintes :

$$c_t + a_{t+1} = (1 + r_t)a_t + w_t \epsilon_t + T_t \tag{4.13}$$

$$c_t \geq 0 \tag{4.14}$$

$$a_{t+1} \geq 0 \tag{4.15}$$

où c_t, a_{t+1}, r_t, w_t, ϵ_t et T_t désignent respectivement la consommation, le choix d'actifs de la période suivante (il s'agit d'actifs détenus soit sous la forme de capital soit sous la forme d'une créance de dette), le taux d'intérêt, le taux de salaire, la réalisation du choc idiosyncrasique de revenu et l'impôt forfaitaire.

La contrainte budgétaire de l'Etat vérifie :

$$G_t + r_t B_t = B_{t+1} - B_t + T_t$$

où T_t désigne l'impôt forfaitaire. Sous l'hypothèse que la dette est constante dans le temps ($B_t = B_{t+1}$), la contrainte de budget de l'Etat devient :

$$G_t + r_t B_t = T_t \tag{4.16}$$

Afin de montrer que l'introduction de la dette a pour effet de relâcher la contrainte d'endettement, on réécrit, la contrainte budgétaire (4.14) et la contrainte d'endettement en faisant apparaître le stock d'actifs net de la dette.

Soit a_t^* le stock d'actifs de l'agent net de la dette. Il est défini par la relation suivante :

$$a_t^* = a_t - B_t$$

La contrainte budgétaire de l'Etat (4.16) est introduite dans la contrainte budgétaire de l'agent *via* les impôts forfaitaires :

$$c_t + a_{t+1} = (1 + r)a_t + w_t\epsilon_t - (G_t + r_t B_t)$$

Ce qui est équivalent à :

$$c_t + a_{t+1} = (1 + r_t)(a_t - B_t) + w_t\epsilon_t - G_t + B_t$$

La contrainte budgétaire s'écrit finalement en utilisant le fait que $B_t = B_{t+1}$:

$$c_t + a_{t+1} - B_{t+1} = (1 + r_t)(a_t - B_t) + w_t\epsilon_t - G_t$$

On obtient finalement :

$$c_t + a^*_{t+1} = (1 + r_t)a^*_t + w_t\epsilon_t - G_t$$

La dette n'affecte pas la contrainte budgétaire de l'agent.

La contrainte d'endettement devient :

$$a_t \geq 0 \Longleftrightarrow a_t - B_t \geq -B_t$$

On obtient alors :

$$a^*_t \geq -B_t$$

Ainsi, on constate que des niveaux plus élevés de dette relâchent la contrainte d'endettement de l'agent.

Autrement dit, l'existence d'agents contraints sur leurs liquidités rend l'introduction de la dette désirable puisqu'elle a pour effet de desserrer leur contrainte d'endettement. Aussi, l'effet bénéfique qui découle de l'introduction de la dette devrait être d'autant plus élevé que le nombre d'agents contraints sur leurs liquidités est élevé (Tableau 4.1[8]).

TAB. 4.1 – Impact de l'introduction de la dette

$\frac{B}{Y} = 0 \rightarrow \frac{B}{Y} = 0,2$	nombre d'agents contraints	gain de consommation
modèle sans risque agrégé	$0,93\%$	$0,002\%$
modèle M_1	$1,89\%$	$0,02\%$
modèle M_2	$2,33\%$	$0,03\%$

Le tableau (4.1) offre une mesure du gain moyen de consommation issu de l'introduction d'une dette d'un montant égal à 20% du produit Y. L'accroissement du nombre d'agents contraints financièrement accroît le gain de consommation qui

[8] Les résultats sont tirés du modèle présenté à la section Risque individuel. L'accroissement du nombre d'agents contraints est obtenu en modifiant l'étalonnage du taux d'actualisation supposé stochastique.

découle de l'introduction de la dette. En effet, plus il y a d'agents contraints financièrement, plus l'introduction de la dette est bénéfique puisqu'elle permet de desserrer la contrainte d'un nombre plus important d'agents.

Floden [2001] indique qu'une explication alternative à l'effet positif imputable à l'introduction de la dette est de souligner que l'introduction de la dette accroît le taux d'intérêt. Or le taux d'intérêt (plus précisément son inverse) détermine le coût de l'auto-assurance (le prix qu'il en coûte de reporter sa consommation à plus tard). Aussi, la hausse du taux d'intérêt rend moins coûteuse la constitution d'une épargne de précaution. A l'équilibre, les agents détiennent davantage d'actifs.

4.2 Risque individuel

Afin de caractériser, le niveau optimal de la dette, le programme suivant est résolu :

$$\underset{b}{Max} V = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^{t} \widetilde{\beta}_j \right) \log(c_t) \right]$$

où b désigne le ratio dette sur produit : $b = \dfrac{B}{Y}$.

Quel que soit le modèle considéré, le ratio optimal est celui qui satisfait le critère utilitariste. Il maximise l'utilité intertemporelle moyenne de l'économie.

Afin d'apprécier le gain ou la perte de consommation que l'agent moyen tire de la fixation de b à un niveau autre que le niveau initial ($b = 0,66667$) on calcule μ. Ce dernier indique le pourcentage de consommation qu'il faudrait retirer ou ajouter à l'agent moyen vivant dans l'économie initiale ($b = 2/3$) pour qu'il soit indifférent entre l'économie initiale et l'économie dans laquelle le ratio dette sur produit est différent de $b = 2/3$. μ vérifie :

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^{t} \widetilde{\beta}_j \right) \log((1+\mu) c_t^{ref}) \right] = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^{t} \widetilde{\beta}_j \right) \log(c_t) \right]$$

où $\left\{c_t^{ref}\right\}_{t=0}^{\infty}$ désigne le flux de consommation de l'économie dont le niveau de la dette déflatée par le produit est fixé à 2/3 et $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ désigne le flux de consommation de l'économie dont le niveau de dette est différent de 2/3. On peut alors écrire :

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\left(\prod_{j=0}^{t}\widetilde{\beta}_j\right)\right]\log(1+\mu)+V^{ref}=V$$

On obtient finalement :

$$\begin{aligned}\mu &= \exp\left(\left[V-V^{ref}\right]/S\right)-1\\ avec\ S &= E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\left(\prod_{j=0}^{t}\widetilde{\beta}_j\right)\right]_{ref}\end{aligned}$$

4.2.1 Niveau optimal

L'émission d'une dette plus importante accroît le taux d'imposition car le remboursement des intérêts de la dette augmente. L'introduction de la dette augmente le taux d'intérêt car l'offre de liquidités augmente. Le capital physique est alors évincé par la dette publique. Toutefois, la baisse qu'il accuse est inférieure au montant de dette introduit[9]. Il s'ensuit une baisse du produit et de la consommation[10] (Tableau4.2). La hausse du taux d'intérêt net de l'impôt qui découle de l'émission

[9] Dans un modèle à générations imbriquées, Diamond [1965] montre que l'introduction de la dette publique évince le capital physique. Lorsque la dette est financée forfaitairement et que les "jeunes" en supportent le financement, l'introduction de la dette, à comportement d'épargne inchangé, réduit leur consommation. Les jeunes réduisent en conséquence leur épargne détenue sous forme de capital physique (ils souhaitent transférer de la consommation de demain vers aujourd'hui) mais d'une quantité inférieure au montant de dette introduit. Ainsi, la dette évince le capital physique. Woodford [1990] considère un modèle à durée de vie infinie dans lequel il distingue deux types d'agents. Des agents contraints sur leurs liquidités et des agents qui ne le sont pas. Woodford [1990] montre que les conditions d'équilibre sont identiques à celle du modèle de Diamond [1965] pour lequel le nombre de générations imbriquées se limite à deux. Les agents "vieux" et "jeunes" dans le modèle de Diamond [1965] correspondent respectivement aux agents contraints financièrement et aux agents qui ne sont pas contraints sur leurs liquidités. Dans ce cas, l'introduction de la dette publique dans le modèle à durée de vie infinie et à agents contraints sur leurs liquidités aura pour effet aussi d'évincer le capital physique à l'image du modèle néo-classique de Diamond [1965].

[10] En l'absence de l'effet d'éviction du capital physique, la richesse des agents augmenterait du même montant que l'accroissement de la dette. La consommation serait à l'état stationnaire plus élevée.

d'une dette plus importante réduit alors l'écart entre le taux d'intérêt net de l'impôt et le taux de préférence pour le présent. La détention d'actifs financiers pour motif de précaution devient moins coûteuse et plus efficace pour lisser la consommation. Les agents sont plus enclins à épargner. La richesse A augmente.

TAB. 4.2 – Impact de la dette dans un environnement dépourvu de risque agrégé

b	0	0,2	**0,3**	0,4	0,6	2/3	0,8
$\overline{K}$	17,17	17,13	**17,11**	17,09	17,06	17,06	17,02
A	17,17	17,58	**17,78**	17,98	18,38	18,52	18,80
Y	2,2304	2,2288	**2,2281**	2,2273	2,2259	2,2254	2,2245
r (%)	0,897	0,903	**0,906**	0,909	0,915	0,917	0,921
w	1,6787	1,6775	**1,6770**	1,6764	1,6754	1,6750	1,6743
τ (%)	28,21	28,37	**28,44**	28,52	28,68	28,74	28,84
$r(1-\tau)$ (%)	0,644	0,647	**0,648**	0,650	0,653	0,6535	0,655

Note : $\overline{K}, A, r$ renvoient au capital physique agrégé et à la richesse

L'impact de l'introduction de la dette sur le bien-être intertemporel est *a priori* indéterminé. La hausse du taux d'imposition et l'éviction du capital physique qui découle de l'introduction de la dette tendent à réduire le bien-être de l'agent (effet 1). En revanche, la hausse du taux d'intérêt est plutôt de nature à accroître le bien-être (effet 2). L'analyse montre que, pour tout niveau de dette inférieur ou égal à 30% du produit, le deuxième effet l'emporte sur le premier.

Le graphique 4.1 reporte les gains ou pertes qui découlent de la fixation de b à un niveau autre que le niveau initial. Lorsque l'économie est dépourvue de fluctuations macroéconomiques, la dette optimale s'établit à 30% du produit Y. La perte de consommation engendrée par l'absence de dette est très faible de l'ordre de $0,002\%$.

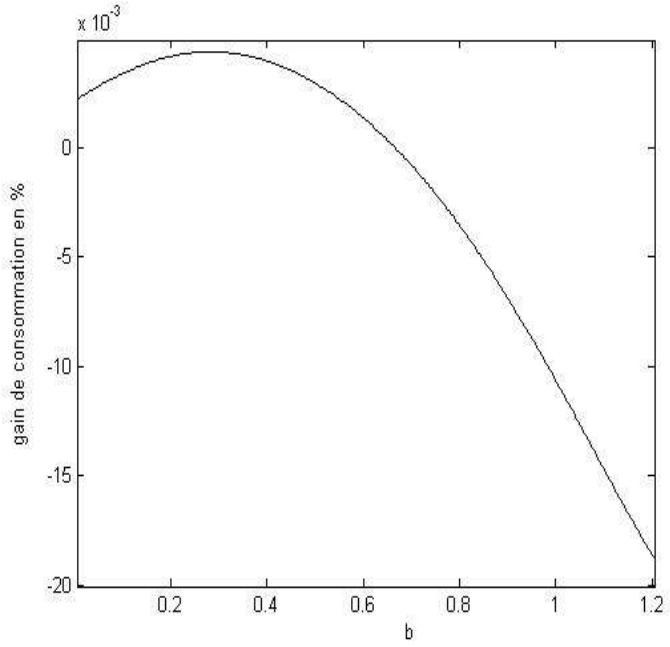

FIG. 4.1 – Niveau optimal de la dette

Le gain de consommation qui découle de la fixation du ratio dette sur produit à son niveau optimal est faible. Il s'élève à $0,00422\%$. Si en moyenne la fixation de la dette à 30% du produit est synonyme de gain de consommation, certaines catégories d'agents en souffrent. L'abaissement de la dette à 30% du produit profite aux pauvres[11] mais pénalise les agents riches. La fixation de la dette à 30% du produit réduit le taux d'intérêt. Les revenus du capital diminuent. En outre, la réduction de la dette à 30% du produit réduit le taux d'imposition et accroît le stock de capital agrégé. Les agents pauvres tirent principalement leur revenu du salaire qu'ils perçoivent (ou de la production domestique lorsqu'ils sont au chômage). C'est pourquoi la réduction de la dette à 30% du produit leur est favorable en raison

[11] Il s'agit de l'utilité des 5% des agents ayant l'utilité intertemporelle la plus faible. La décomposition de l'utilité par percentile est proche de la décomposition par niveau de richesse puisque les agents dont l'utilité intertemporelle est la plus (moins) élevée sont ceux qui sont très peu (souvent) au chômage et par conséquent ont une richesse importante (faible).

de la baisse du taux d'imposition et de l'accroissement du stock de capital agrégé. En revanche, le revenu des agents riches est principalement composé de revenus du capital. La baisse du taux d'intérêt les pénalise fortement. Les agents voient leur consommation d'autant plus augmenter (baisser) qu'ils sont pauvres (riches) comme en témoigne le tableau 4.3. Les agents pauvres sont des agents pour qui l'utilité marginale est élevée[12]. Par conséquent, plus l'agent est pauvre et plus fort sera l'accroissement d'utilité issu de la baisse d'impôt. Plus les ménages sont riches et plus leur revenu est formé de revenus du capital. La baisse du taux d'intérêt constituera alors une baisse de revenu d'autant plus importante que le revenu se compose principalement de revenus du capital.

TAB. 4.3 – Coût en terme de consommation

	$b = \frac{2}{3} \rightarrow b = 0.3$
$\mu_{inf10\%}$	$0,438\%$
$\mu_{inf25\%}$	$0,435\%$
$\mu_{sup10\%}$	$-0,633\%$
$\mu_{sup25\%}$	$-0,401\%$

Les variations du taux d'intérêt consécutives aux variations de la dette jouent un rôle prépondérant pour expliquer l'existence d'une dette positive. Si l'on se place en petite économie ouverte (le taux d'intérêt r ainsi que le salaire w sont fixés à leur valeur d'équilibre lorsque la dette est nulle), on constate que la consommation de l'agent moyen et des agents riches cesse d'augmenter suite à l'introduction de la dette (Tableau 4.4). En équilibre partiel, l'augmentation de la dette se traduit par une augmentation du taux d'imposition. En revanche, le taux d'intérêt est inchangé.

[12] Plus l'agent est pauvre, plus son utilité marginale est élevée.

TAB. 4.4 – Impact de la dette en équilibre partiel

$b = 0 \longrightarrow 0.2$	équilibre général	équilibre partiel
μ	$0,002\%$	$-0,37\%$
$\mu_{sup5\%}$	$0,45\%$	$-0,59\%$
$\mu_{inf5\%}$	$-0,24\%$	$-0,25\%$

La consommation des agents, qu'ils soient riches ou pauvres, souffre alors de l'introduction de la dette. En moyenne, leur consommation diminue de $0,37\%$. La perte de consommation est plus conséquente pour les agents riches puisque leur revenu est sensible à toute variation du taux d'intérêt. Quant aux pauvres, la perte de consommation due à l'accroissement de la dette est quelque peu plus élevée car ils ne bénéficient plus de la hausse du taux d'intérêt consécutive à l'accroissement de la dette.

4.2.2 Impact de la contrainte d'endettement

Aiyagari et McGrattan [1998] attribuent l'impact positif de l'endettement de l'Etat au desserrement de la contrainte de liquidité des agents. Leur analyse suggère que le niveau optimal d'endettement de l'Etat dépend du montant que l'agent peut emprunter. Aiyagari [1994] souligne, d'ailleurs, que dans un modèle à agents hétérogènes où les marchés financiers sont incomplets l'impact de la dette publique dépend crucialement de la façon dont la contrainte d'endettement est spécifiée. Si l'impôt est forfaitaire et si la limite d'endettement correspond à la valeur présente du salaire le plus faible de l'économie ajusté des obligations en matière d'impôt, alors la dette optimale est nulle[13]. Afin de montrer qu'il y a quasi identité entre l'endettement de l'Etat et celui des agents, on suppose que l'emprunt est autorisé. Les agents peuvent

[13] Pour une démonstration formelle, se reporter à l'annexe.

emprunter jusqu'à 60% de leur salaire :

$$a_t \geq -1$$

La possibilité d'emprunter à hauteur de 60% du salaire diminue le niveau optimal de la dette publique. Ce dernier devient négatif. La dette optimale représente désormais -10% du produit. Il apparaît que l'accès à l'emprunt rend moins nécessaire la dette publique.

TAB. 4.5 – Impact de la dette lorsque l'emprunt est possible

b	$-0,5$	$-0,3$	$\mathbf{-0,1}$	$0,1$	$0,3$	$2/3$
$\overline{K}$	$17,21$	$17,17$	$\mathbf{17,13}$	$17,10$	$17,06$	$16,99$
A	$16,09$	$16,51$	$\mathbf{16,91}$	$17,32$	$17,73$	$18,48$
Y	$2,2318$	$2,2305$	$2,2289$	$2,2275$	$2,2261$	$2,2235$
r (%)	$0,891$	$0,896$	$\mathbf{0,903}$	$0,908$	$0,914$	$0,925$
w	$1,6799$	$1,6788$	$\mathbf{1,6776}$	$1,6766$	$1,6755$	$1,6735$
τ (%)	$27,81$	$27,96$	$\mathbf{28,11}$	$28,27$	$28,43$	$28,73$
$r(1-\tau)$ (%)	$0,643$	$0,646$	$\mathbf{0,649}$	$0,652$	$0,654$	$0,660$
μ (%)	$0,0143$	$0,0152$	$0,0174$	$0,0152$	$0,0109$	0

La possibilité d'emprunter réduit le nombre d'agent contraints sur leurs liquidités. Lorsque l'emprunt est interdit, le nombre d'agents contraints financièrement s'élève à $0,88\%$. Ils ne sont plus que $0,83\%$ à être contraints sur leurs liquidités. L'endettement de l'Etat est par conséquent moins nécessaire.

4.3 Risque individuel et agrégé

L'introduction de fluctuations macroéconomiques qui exacerbent le risque de chômage accroît la richesse totale A ainsi que le stock de capital agrégé $\overline{K}$. Dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques, pour une dette représentant deux tiers du produit Y, le stock de capital agrégé et la richesse totale A

sont respectivement égaux à $17,06$ et $18,52$. En présence de fluctuations macroéconomiques, le stock de capital agrégé et la richesse totale valent respectivement $17,25$ et $18,74$ (Tableau 4.6).

TAB. 4.6 – Impact de la dette en présence de risque agrégé

b	$2/3$	$0,8$	1	$1,2$	$1,4$	$\mathbf{1,5}$	$1,6$
$\overline{K}$	$17,25$	$17,22$	$17,18$	$17,14$	$17,10$	$\mathbf{17,08}$	$17,05$
A	$18,74$	$19,00$	$19,41$	$19,82$	$20,22$	$\mathbf{20,42}$	$20,62$
Y	$2,2330$	$2,2319$	$2,2303$	$2,2287$	$2,2271$	$\mathbf{2,2263}$	$2,2255$
$r(\%)$	$0,883$	$0,888$	$0,894$	$0,901$	$0,908$	$\mathbf{0,911}$	$0,914$
w	$1,6811$	$1,6804$	$1,6791$	$1,6779$	1.6767	$\mathbf{1,6762}$	$1,6755$
τ $(\%)$	$28,79$	$28,89$	$29,04$	$29,20$	$29,35$	$\mathbf{29,43}$	$29,52$
$r(1-\tau)(\%)$	$0,629$	$0,632$	$0,635$	$0,638$	$0,641$	$\mathbf{0,643}$	$0,644$

En revanche, le taux d'intérêt (net d'impôt) diminue. L'introduction de fluctuations macroéconomiques accroît le risque de chômage. Les agents souhaitent davantage épargner pour motif de précaution afin de lisser leur consommation. L'offre de capital devient supérieure à la demande de capital de l'entreprise ce qui exerce une pression à la baisse sur le taux d'intérêt. On retrouve les mécanismes inhérents à la dette. L'endettement de l'Etat accroît le taux d'imposition, évince le stock de capital, réduit le produit et accroît le taux d'intérêt.

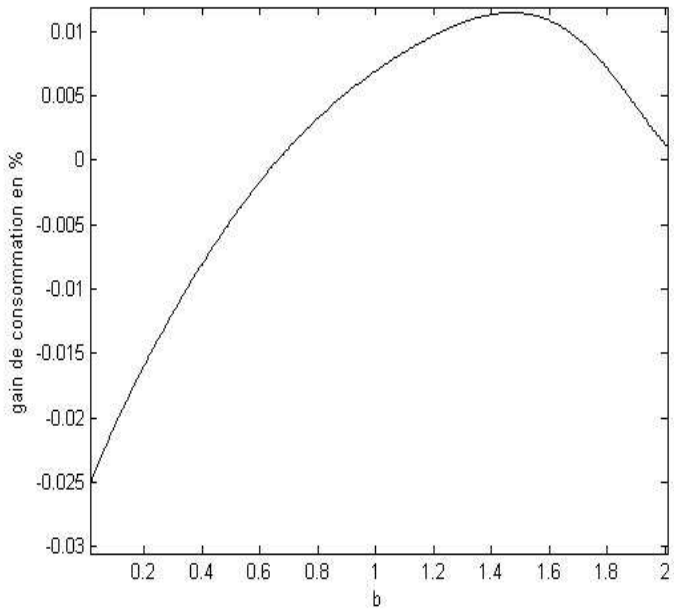

FIG. 4.2 – Niveau optimal de la dette en présence de risque agrégé

L'introduction de fluctuations macroéconomiques accroît le niveau optimal de dette publique. Ce dernier s'établit à 150% du produit Y (Graphique 4.2). L'introduction d'un risque au niveau agrégé accroît l'importance du risque de chômage. En raison de l'existence de périodes de récession durant lesquelles le taux de chômage et sa durée augmentent (effet fluctuation de l'emploi), les agents désirent davantage épargner pour motif de précaution. En outre, durant les périodes de récession, le taux de rendement de l'épargne[14] et l'offre d'actifs (c'est-à-dire la quantité de capital physique disponible) sont plus faibles (effet fluctuation des prix). L'auto-assurance devient plus coûteuse et plus difficile. Parce que la dette publique offre aux agents un moyen additionnel de lisser leur consommation et accroît le taux d'intérêt, elle rend moins difficile la constitution d'une épargne de précaution. C'est la raison pour laquelle le niveau optimal de la dette publique est plus élevé.

[14] voir Tableau 4.7

TAB. 4.7 – Impact de la dette suivant le cycle économique

b	$2/3$	$0,8$	1	$1,2$	$1,4$	$\mathbf{1,5}$	$1,6$
$\overline{K}_b$	$17,15$	$17,13$	$17,08$	$17,04$	17	$\mathbf{16,98}$	$16,96$
$\overline{K}_g$	$17,35$	$17,33$	$17,28$	$17,24$	$17,20$	$\mathbf{17,18}$	$17,16$
r_b (%)	$0,775$	$0,779$	$0,785$	$0,792$	$0,798$	$\mathbf{0,801}$	$0,804$
$r_{g\ b}$ (%)	$0,995$	$0,999$	$1,006$	$1,013$	$1,019$	$\mathbf{1,022}$	$1,026$
w_b	$1,6777$	$1,6769$	$1,6757$	$1,6744$	$1,6732$	$\mathbf{1,6726}$	$1,6720$
w_g	$1,6847$	$1,6840$	$1,6828$	$1,6816$	$1,6804$	$\mathbf{1,6798}$	$1,6792$

Note : les indices b et g renvoient respectivement à la récession et à l'expansion

La perte de consommation occasionnée par l'absence de dette est plus élevée par rapport à l'économie dépourvue de fluctuations macroéconomiques. Elle s'élève à $0,037\%$. Elle est donc dix huit fois plus élevée. La fixation de la dette à 150% du produit accroît la consommation de l'agent moyen. La hausse s'élève à $0,011\%$.

TAB. 4.8 – Gain de consommation

$b = 2/3 \rightarrow b = 1,5$	moyenne	récession	expansion
μ	$0,011\%$	$0,025\%$	$-0,001\%$
$\mu_{inf10\%}$	$-1,02\%$	$-0,89\%$	$-1,16\%$
$\mu_{inf25\%}$	$-1,00\%$	$-0,88\%$	$-1,10\%$
$\mu_{sup10\%}$	$1,54\%$	$1,51\%$	$1,56\%$
$\mu_{sup25\%}$	$0,96\%$	$0,94\%$	$0,97\%$

Ce résultat n'est pas sans masquer des différences prononcées suivant la catégorie de consommateur que l'on considère. Les agents riches retirent un gain de consommation d'autant plus élevé qu'ils sont riches lorsque la dette publique est fixée à son niveau optimal. En revanche, les agents pauvres subissent une perte de consommation d'autant plus forte qu'ils sont pauvres. Ce résultat est quelque peu surprenant dans la mesure où ce sont les agents pauvres qui sont concernés par le desserrement de la contrainte d'endettement. L'analyse repose sur la comparaison

d'états stationnaires. Elle ne tient pas compte de la transition. Le gain de consommation qui découle du relâchement de la contrainte de liquidité n'est pas pris en compte (il correspond à un effet de court terme). En outre, le gain de consommation qui découle de la fixation de la dette publique à son niveau optimal est plus élevé en récession. En récession, le taux d'intérêt est plus faible (lorsque la dette est fixée à deux tiers du produit le taux d'intérêt en récession est égal à $0,77\%$). L'écart entre le taux d'intérêt et le taux de préférence pour le présent est plus élevé. Se constituer une épargne de précaution est alors plus coûteux en période de récession. C'est la raison pour laquelle le gain de consommation qui découle de la fixation de la dette publique à son niveau optimal est plus élevé en récession.

Au vu des résultats, il apparaît que les agents pauvres souffrent de la fixation de la dette à son niveau optimal. En revanche, la fixation de la dette publique à son niveau optimal profite aux agents riches.

Comme dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques, c'est la hausse du taux d'intérêt qui explique que le niveau optimal s'établisse à 150% du produit. L'analyse de l'introduction de la dette en équilibre partiel le prouve (Tableau 4.9).

TAB. 4.9 – Impact de la dette en équilibre partiel

$b = 0 \longrightarrow 0.2$	équilibre général	équilibre partiel
μ	$0,01\%$	$-2,11\%$
$\mu_{\text{sup }5\%}$	$0,49\%$	$-4,89\%$
$\mu_{\text{inf }5\%}$	$-0,23\%$	$-0,71\%$

Le taux d'intérêt r et le salaire w sont fixés à leur valeur d'équilibre lorsque la dette est nulle. Pour ce taux d'intérêt et ce salaire, on détermine l'équilibre macroéconomique lorsque la dette augmente et représente 20% du produit. En l'absence de toute variation du taux d'intérêt et du salaire, l'accroissement de la dette se traduit

par une perte de consommation non négligeable. La baisse de consommation est imputable à la perte de consommation que les riches subissent. Ces derniers voient leur consommation fortement détériorée alors qu'en équilibre général celle-ci s'accroît. La perte de consommation que subissent les agents riches est égale à $4,89\%$ alors qu'elle n'est que de $0,71\%$ pour les agents pauvres. En outre, lorsque le taux d'intérêt et le salaire sont fixés, la perte de consommation que connaissent les agents riches et pauvres est plus élevée par rapport à l'économie dépourvue de fluctuations macroéconomiques. Ce résultat suggère que l'accroissement du taux d'intérêt qui découle de l'introduction de la dette est central dans l'explication des bienfaits imputables à la dette publique.

Conclusion

Le présent chapitre avait pour ambition de reconsidérer l'impact de la dette publique dans une économie où il existe des fluctuations macroéconomiques qui exacerbent le risque idiosyncrasique de revenu. Afin d'évaluer l'impact de l'introduction des fluctuations macroéconomiques, on a dans un premier temps caractérisé le niveau optimal de dette dans un environnement dépourvu de risque macroéconomique. Le niveau optimal s'est avéré positif et égal à 30% du produit. L'amélioration du bien-être moyen qui découle de l'introduction de la dette est imputable à la hausse du taux d'intérêt qui bénéficie principalement aux agents riches. Les agents pauvres souffrent, en revanche, de l'introduction de la dette en raison de l'accroissement du taux d'imposition et de l'éviction du capital physique. Ce dernier résultat est quelque peu surprenant dans la mesure où Aiyagari et McGrattan [1998] indiquent que le rôle positif de la dette publique est attribuable au desserrement de la contrainte de liquidité qu'elle permet. On devrait par conséquent assister à une amélioration du

bien-être des agents pauvres. L'analyse repose sur la comparaison d'états stationnaires. La transition est ignorée. Aussi, le gain de consommation qui découle du desserrement de la contrainte de liquidité qui correspond à un effet de court terme n'est pas pris en compte.

L'introduction d'un risque macroéconomique accroît le risque de chômage dans l'économie. En raison de l'existence de périodes de récession durant lesquelles le taux de chômage et sa durée augmentent, les agents désirent épargner davantage pour motif de précaution. En outre, durant les périodes de récession, le taux de rendement de l'épargne et l'offre d'actifs (c'est-à-dire la quantité de capital physique disponible) sont plus faibles. La constitution d'une épargne de précaution devient plus coûteuse et plus difficile. C'est pourquoi le niveau optimal de dette dans un tel environnement augmente sensiblement. Il s'établit à 150% du produit. En outre, l'introduction de fluctuations macroéconomiques accroît le gain (la perte) de consommation que connaissent (subissent) les agents riches (pauvres) suite à l'introduction de la dette. Ce dernier résultat suggère que l'accroissement du taux d'intérêt est central pour expliquer l'impact positif qu'exerce la dette publique sur le bien-être des agents.

Un tel constat invite à poursuivre l'analyse en considérant l'impact d'une dette contra-cyclique. En effet, en période de récession, le capital physique est moins important si bien que l'offre d'actifs diminue. En outre, le taux d'intérêt est plus faible en période de récession. Le risque de revenu étant accru, les agents souhaitent davantage épargner. Autoriser que la dette augmente lors des phases de récession peut permettre de contrecarrer la baisse du capital physique et du taux d'intérêt tout en répondant au surcroît d'épargne. En revanche, en période d'expansion, le risque de chômage est moindre et le taux d'intérêt est plus élevé. La dette publique est moins nécessaire. Il est probable que les gains issus de la mise en place d'une

règle contra-cyclique de dette publique soient de nature à renforcer le rôle positif de la dette publique.

5 Annexe

Dans un premier temps, on montre que l'impact de la dette publique disparaît dès lors que le montant d'endettement autorisé est égal à la valeur présente de la rémunération minimale ajustée des obligations en matière d'imposition.

Dans un second temps, on expose le principe du PEA et la façon dont il s'applique au problème individuel que l'on se pose. Ce paragraphe a donc pour objet de rendre compte des outils mobilisés à la résolution des différentes étapes de l'algorithme.

5.1 contrainte d'endettement et neutralité de la dette

Dans un modèle où il existe du risque idiosyncrasique de revenu et où les marchés sont incomplets, la neutralité de la dette dépend de la façon dont la contrainte d'endettement est spécifiée. Si l'imposition est forfaitaire et si la limite d'endettement est égale à la valeur présente de la rémunération minimale ajustée des obligations en matière d'imposition, alors la dette est neutre. Le taux d'intérêt d'équilibre, la distribution de la richesse nette de la dette et la consommation sont indépendants du niveau de la dette. Pour le montrer, on réécrit la contrainte de budget de l'agent ainsi que sa contrainte d'endettement en faisant apparaître le stock d'actifs net de la dette.

On suppose que la contrainte d'endettement de l'agent est de la forme :

$$a_t \geq \frac{-w_{\min} + T_t}{r_t}$$

Cette limite correspond au cas où l'agent touche de période en période le salaire le plus bas qui existe dans l'économie[15].

La contrainte budgétaire de l'agent est inchangée :

$$a_{t+1} + c_t = a_t(1 + r_t) + w_t\epsilon_t - T_t$$

[15] se reporter au chapitre 1 section 1.1 pour sa détermination.

Soit a_t^* la richesse de l'agent nette de la dette. Elle est définie par la relation suivante :

$$a_t^* = a_t - B_t$$

On rappelle que la contrainte budgétaire de l'Etat, sous l'hypothèse que son endettement est constant, est la suivante :

$$G_t + r_t B_t = T_t$$

La contrainte d'endettement de l'agent devient par l'introduction de la contrainte budgétaire de l'Etat :

$$a_t \geq \frac{w_{\min} - T_t}{r_t} \Longleftrightarrow a_t \geq \frac{-w_{\min} + G_t + r_t B_t}{r_t} \Longleftrightarrow a_t - B_t \geq \frac{-w_{\min} + G_t}{r_t}$$

En remplaçant T par $rB + G$ on obtient :

$$a_t^* \geq \frac{-w_{\min} + G}{r_t}$$

Il apparaît que la dette ne desserre pas la contrainte d'endettement de l'agent.

5.2 Principe du PEA

On doit à Marcet [1991] le développement de la méthode Parameterized Expectations Approach (P.E.A.). L'exposé s'inspire de Lorenzoni et Marcet [1998] et Heer et Maussner [2005].

5.2.1 Cadre général

Considérons une économie caractérisée par n variables z_t et par s chocs exogènes u_t. Supposons que l'équation d'Euler et les contraintes soient résumées par le système suivant :

$$\forall t \; g(E_t \left[\phi(z_{t+1}, z_t)\right], z_t, z_{t-1}, u_t) = 0 \tag{4.17}$$

où $g : \mathbb{R}^m \times \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^s \to \mathbb{R}^q$ et $\phi : \mathbb{R}^{2n} \to \mathbb{R}^m$ sont des fonctions connues. Le vecteur z_t regroupe toutes les variables endogènes et exogènes. Le processus z_t suit une chaîne de Markov du premier ordre. E_t est l'opérateur espérance conditionnelle. Soit $x_t \in R^l$ le vecteur des variables d'état contenant toute l'information pertinente pour prédire l'environnement futur. On a alors :

$$E_t\left[\phi(z_{t+1}, z_t)\right] = E\left[\phi(z_{t+1}, z_t)/x_t\right]$$

En raison de la nature récursive du modèle, il existe une fonction invariante dans le temps Ψ qui vérifie :

$$\Psi(x_t) = \arg\min_h E_t\left[\phi(z_{t+1}, z_t) - h(x_t)\right]^2 \tag{4.18}$$

solution du système (4.17).

La méthode du PEA consiste à approximer cette solution. On note $\psi(x, \gamma)$ la fonction choisie pour approximer $\Psi(x_t)$. Elle dépend du vecteur des variables d'état x et du vecteur de paramètres $\gamma \in \mathbb{R}^p$. Pour déterminer le vecteur γ on procède de la façon suivante :

Etape 1 : le système g est défini. Il doit être inversible en z_t. Le choix des variables d'état doit satisfaire l'équation (4.18). Dans le système (4.17), on remplace $E_t\left[\phi(z_{t+1}, z_t)\right]$ par $\psi(x, \gamma)$. Le système (4.17) devient :

$$\forall t \; g(\psi(x, \gamma), z_t(\gamma), z_{t-1}(\gamma), u_t) = 0 \tag{4.19}$$

Etape 2 : u_0 et z_0 sont initialisés. On procède au tirage de la séquence $\{u_t\}_{t=0}^T$ grâce à un générateur de nombres aléatoires qui respecte la distribution de u avec T suffisamment grand.

Etape 3 : pour un γ donné, on calcule $\{z_t(\gamma), u_t\}_{t=0}^T$ en utilisant (4.19) et la séquence $\{u_t\}_{t=0}^T$.

Etape 4 : On cherche le point fixe $\gamma = \Gamma(\gamma)$ défini par :

$$\Gamma(\beta) = \arg\min_{\xi \in \mathbb{R}^p} \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T} ||\phi(z_{t+1}(\gamma), z_t(\gamma)) - \psi(x_t(\gamma), \xi)||^2$$

où $||.||$ désigne la norme euclidienne.

Ainsi $\psi(x_t(\widetilde{\beta}), \Gamma(\widetilde{\beta}))$ est la meilleure prévision de $\phi(z_{t+1}, z_t)$.

5.2.2 Application au modèle

Dans ce paragraphe on expose la manière dont la méthode du PEA s'applique à notre modèle lorsqu'il existe des fluctuations macroéconomiques.

5.2.2.1 Présentation du problème

La résolution du problème individuel repose sur l'approximation de l'équation d'Euler par la méthode dite de PEA :

$$U'(c) = E\left[\widetilde{\beta}' U'(c')(1 + r'(z', \Gamma')(1 - \tau'))/\epsilon, \widetilde{\beta}; z, \Gamma\right] \ si \ a' > 0 \tag{4.20}$$

où E désigne l'opérateur espérance conditionnelle.

avec :

$$c + a' = (1 + r(z', \Gamma')(1 - \tau))a + w\epsilon(1 - \tau)$$

Approximer l'espérance conditionnelle, c'est-à-dire la partie droite de l'équation (4.20), nécessite d'identifier l'ensemble des variables d'état pertinentes pour prédire l'environnement futur. Il apparaît que le statut sur le marché du travail ϵ, le niveau de stock d'actifs a, le niveau d'impatience $\widetilde{\beta}$ ainsi que la connaissance des prix r et w constituent toute l'information pertinente pour définir les règles de décision que sont la consommation c et le stock d'actifs de la période suivante a'. La connaissance de r et w nécessitent de connaître le capital agrégé de l'économie K. Ce dernier dépend

de la distribution des richesses $\Gamma(a, \epsilon, \widetilde{\beta})$ de l'économie. La distribution des richesses est appréhendée à partir de son premier moment la moyenne $\overline{K}$.

Le choix de la fonction, notée h, à partir de laquelle nous souhaitons approximer l'espérance conditionnelle est alors de la forme :

$$h = h(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K}, \psi^h)$$

où a ϵ et $\widetilde{\beta}$ représentent les variables individuelles d'état et z et $\overline{K}$ désignent les variables agrégées d'état. ψ^h est le vecteur de paramètres de la fonction h qu'il faut identifier et estimer. h est un polynôme de Chebychev défini sur l'ensemble [-1,1] et dont l'image est définie sur [-1,1]. Il appartient à la famille des polynômes orthogonaux[16]. Cette classe de polynôme est retenue pour sa précision. Ils minimisent l'erreur d'approximation (Marcet [1991], Den Haan[1997], Judd [1998] et Heer et Maussner [2005]). Lorsque le polynôme de Chebychev est fonction de plusieurs variables on peut montrer (Heer et Maussner [2005]) que ce dernier peut se construire comme le produit de polynômes de Chebychev à une seule variable :

$$h = \sum_{j_a=0}^{n_a} \sum_{j_\epsilon=0}^{n_\epsilon} \sum_{j_{\widetilde{\beta}}=0}^{n_{\widetilde{\beta}}} \sum_{j_z=0}^{n_z} \sum_{j_{\overline{K}}=0}^{n_{\overline{K}}} \psi^h_{j_a, j_\epsilon, j_{\widetilde{\beta}}, j_z, j_{\overline{K}}} h_a(X(a)) h_\epsilon(X(\epsilon)) h_{\widetilde{\beta}}(X(\widetilde{\beta})) h_z(X(z)) h_K(X(\overline{K}))$$

où n_x désigne l'ordre maximal du polynôme de Chebychev associé à la variable $x = a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K}$. Le polynôme h est donc d'ordre $(n_a+1)(n_\epsilon+1)(n_{\widetilde{\beta}}+1)(n_z+1)(n_{\overline{K}}+1)$[17]. Par conséquent, $\psi^h_{j_a, j_\epsilon, j_z, j_{\overline{K}}}$ est un vecteur de $(n_a+1)(n_\epsilon+1)(n_{\widetilde{\beta}}+1)(n_z+1)(n_K+1)$ coefficients à estimer. Quant à la fonction X, elle permet de ramener le domaine

[16] Ils permettent de dépasser le problème de multicolinéarité lorsque les coefficients sont obtenus par régression. C'est la raison pour laquelle nous choisissons d'approximer l'espérance conditionnelle par un polynôme orthogonal.

[17] Puisque le support du choc agrégé est discret : $z \in \{z_b, z_g\}$, on pourrait au lieu de considérer une seule règle, en définir 8. Autrement dit, cela revient à distinguer autant de règles qu'il y a de statut sur le marché du travail, de niveau d'impatience et de niveau du choc agrégé. Dans ce cas les 8 polynômes de Chebychev à approximer sont de la forme :

de définition $[x_{\min},x_{\max}]$ de la variable x[18] dans celui du polynôme de Chebychev. Elle est de la forme :

$$X(x) = \frac{2x}{x_{\max} - x_{\min}} - \frac{x_{\max} + x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$$

Il reste à présent à estimer la valeur des coefficients de ces polynômes de Chebychev.

5.2.2.2 Méthode d'estimation des coefficients du polynôme de Chebychev

Afin d'estimer les coefficients des polynômes de Chebychev, on projette ce dernier sur un espace de dimension $m \geq (n_a + 1)(n_\epsilon + 1)(n_{\widetilde{\beta}} + 1)(n_z + 1)(n_{\overline{K}} + 1)$ dont les vecteurs ne sont autres que les racines des polynômes de Chebychev, procédure connue sous le nom de "collocation"[19]. Le recours à cette méthode est motivé par les propriétés d'orthogonalité de ces polynômes : les racines définissent des directions orthogonales de projection ce qui augmente l'information et la précision sur les coefficients. Au total nous devons donc déterminer m racines. Les racines des polynômes de Chebychev associés aux différentes variables d'état x (individuelles et agrégées) sont déterminées de la façon suivante :

$$r_k^x = \cos(\frac{2k-1}{2m_x}\pi) \quad k = 1, 2, ..., m_x \qquad avec\ r_k^x \in [-1, 1]\ et\ où\ m_x \geq n_x + 1$$

$$h_{\epsilon,\widetilde{\beta},z} = \sum_{j_a=0}^{n_a} \sum_{j_{\overline{K}}=0}^{n_{\overline{K}}} \psi_{j_a,j_{\overline{K}}}^{h,\epsilon,\widetilde{\beta},z} h_a(X(a)) h_K(X(\overline{K}))$$

où $\epsilon \in \{e, u\}$, $\widetilde{\beta} \in \left\{\widetilde{\beta}_1, \widetilde{\beta}_2\right\}$, $z \in \{z_b, z_g\}$

Les deux méthodes sont *a priori* équivalentes.

[18] Que nous préciserons ultérieurement.

[19] La dimension de l'espace m doit être supérieure ou égale à $(n_a+1)(n_\epsilon+1)(n_\beta+1)(n_z+1)(n_K+1)$ car il nous faut autant d'équations que de paramètres à estimer.

m_x désigne le nombre de racines du polynôme de Chebychev associé à la variable x. On en déduit que le nombre de racines qui forment la base sur laquelle on projette le polynôme de Chebychev h vaut :

$$m = m_a m_\epsilon m_{\widetilde{\beta}} m_z m_{\overline{K}}$$

Les polynômes de Chebychev satisfont pour tout $i_1, j_1 < m_a$, $i_2, j_2 < m_\epsilon$, $i_3, j_3 < m_{\widetilde{\beta}}$, $i_4, j_4 < m_z$, $i_5, j_5 < m_{\overline{K}}$:

$$\sum_{j_1=1}^{m_a}\sum_{j_2=1}^{m_\epsilon}\sum_{j_3=1}^{m_{\widetilde{\beta}}}\sum_{j_4=1}^{m_z}\sum_{j_5=1}^{m_{\overline{K}}} \Big\{ \Big[h_a^{i_1}(r_{j_1}^a) h_\epsilon^{i_2}(r_{j_2}^\epsilon) h_{\widetilde{\beta}}^{i_3}(r_{j_3}^{\widetilde{\beta}}) h_z^{i_4}(r_{j_4}^z) h_{\overline{K}}^{i_5}(r_{j_5}^{\overline{K}}) \Big]$$

$$\Big[h_a^{j_1}(r_{j_1}^a) h_\epsilon^{j_2}(r_{j_2}^\epsilon) h_{\widetilde{\beta}}^{j_3}(r_{j_3}^{\widetilde{\beta}}) h_z^{j_4}(r_{j_4}^z) h_{\overline{K}}^{j_5}(r_{j_5}^{\overline{K}}) \Big] \Big\} = 0$$

si $i_1 \neq j_1$, $i_2 \neq j_2$, $i_3 \neq j_3$, $i_4 \neq j_4$ et $i_5 \neq j_5$

La procédure d'estimation des coefficients de la fonction $h = h(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K}, \psi_h)$ est alors la suivante. Pour chacune des racines formant la base et pour une valeur initiale de ψ_0^h on calcule l'approximation de l'espérance conditionnelle c'est-à-dire $h(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K}, \psi_h)$. On déduit alors la décision de consommation $c(a, \epsilon, z, \overline{K})$ de la période courante par l'équation d'Euler. La contrainte budgétaire nous donne $a'(a, \epsilon, \widetilde{\beta}, z, \overline{K})$. On peut alors reconstruire l'espérance conditionnelle pour chaque racine de la base. Elle constitue la variable expliquée Y, composée de m éléments, de notre régression linéaire servant à estimer les paramètres de notre polynôme de Chebychev. La variable explicative X n'est autre que la valeur du polynôme de Chebychev $h_a(.)h_\epsilon(.)h_{\widetilde{\beta}}(.)h_z(.)h_{\overline{K}}(.)$ pris en chacune de ces racines. On obtient la nouvelle valeur de ψ^h notée ψ_1^h de la façon suivante :

$$\psi_1^h = (X'X)^{-1}X'Y$$

Si le vecteur de paramètres ψ_1^h est trop éloigné de ψ_0^h selon notre critère de

convergence, ψ^h est modifié de la façon suivante :

$$\psi_2^h = (1-\mu)\psi_1^h + \mu\psi_0^h$$

où μ désigne un paramètre d'ajustement. Cette procédure itérative se poursuit jusqu'à que ce que la différence entre ψ_{i+1}^h et ψ_i^h soit inférieure à 10^{-4}.

5.2.2.3 Valeurs numériques et calcul de l'espérance conditionnelle

Le tableau 4.10 récapitule les choix faits pour résoudre le problème individuel de l'agent.

TAB. 4.10 – Paramètres de résolution du programme individuel

ordre de h_x	dimension de la base
$n_a = 24$	$m_a = 48$
$n_\epsilon = 1$	$m_\epsilon = 2$
$n_{\widetilde{\beta}} = 1$	$m_\epsilon = 2$
$n_z = 1$	$m_z = 2$
$n_{\overline{K}} = 1$	$m_{\overline{K}} = 4$

La partie droite de l'espérance conditionnelle (4.20) est calculée à l'aide d'une méthode de quadrature. Plus précisément, on a recours à la méthode de quadrature de Gauss.

Conclusion Générale

L'existence d'un risque idiosyncrasique de revenu contre lequel l'agent ne peut se prémunir en raison de l'incomplétude des marchés conduit celui-ci, lorsqu'il est soumis à une contrainte de crédit, à épargner pour le motif de précaution. Les agents qui sont *ex ante* identiques deviennent alors *ex post* hétérogènes car leur histoire sur le marché du travail va les conduire à formuler des choix d'épargne différents. L'hétérogénéité des richesses, qui en découle, est alors endogène et transcrit des différences de salaire et de revenu (en cela elle rend compte d'une certaine façon de l'inégalité de salaire et de revenu) mais aussi des différences de comportement en matière d'accumulation. Les travaux qui ont cherché à évaluer l'importance de l'épargne de précaution, indique que sa contribution à la richesse américaine est notable. Elle représente entre 30% et 50% de la richesse américaine (Gourinchas et Parker [2001], Cagetti [2003]). Le mécanisme d'épargne de précaution qui découle de l'incomplétude des marchés et d'une contrainte d'endettement risque par conséquent de modifier l'impact des politiques économiques qui tendent à réduire le risque idiosyncrasique de revenu.

L'ambition de cette thèse fut alors d'intégrer le mécanisme d'épargne de précaution à l'analyse des politiques économiques pour lesquelles sa prise en compte est susceptible d'en modifier l'efficacité. Quatre instruments de politiques économiques furent considérés : les impôt progressifs sur le revenu et sur les successions, le système

d'assurance chômage et la dette publique.

Les différents enrichissements apportés au modèle à agents hétérogènes pour qu'il produise une distribution des richesses en accord avec les données suggèrent que l'inégalité de richesse est principalement le résultat de l'accumulation pour un motif de précaution et de legs. Ce constat invitait alors à s'interroger quant à la forme que doit revêtir l'impôt pour réduire l'inégalité de richesse ? La progressivité de l'impôt doit-elle frapper de façon continue au cours de la vie sur les flux de revenus du capital *via* l'impôt sur le revenu ou au contraire au moment de la transmission des stocks d'actifs par l'intermédiaire de l'impôt sur les successions ?

L'existence d'un risque idiosyncrasique de revenu contre lequel l'agent ne peut se prémunir en raison de l'incomplétude des marchés conduit celui-ci, lorsqu'il est soumis à une contrainte de crédit, à épargner pour le motif de précaution. Il convient alors de tenir compte de ce mécanisme d'auto-assurance lorsque l'on cherche à caractériser les effets de l'indemnisation du chômage (Engen et Gruber [1997]). Pourtant l'analyse, menée par Cahuc et Lehmann [2000], qui conclut que la dégressivité des allocations chômage détériore la situation de l'agent le plus mal loti s'en abstrait. C'est pourquoi il nous est apparu nécessaire de reconsidérer l'impact de la dégressivité sur l'arbitrage entre efficacité et égalité à l'aune de ce mécanisme.

Enfin, si l'existence d'un comportement d'épargne de précaution réaffirme le rôle positif que prêtait Keynes [1936] à l'endettement de l'Etat (Aiyagari et McGrattan [1998]), le gain en bien être qui découle de l'introduction de la dette est faible. Toutefois, Aiyagari et McGrattan [1998] ignorent une source non négligeable d'exacerbation du risque idiosyncrasique de revenu non assurable en raison de l'incomplétude des marchés. L'accroissement de l'importance du chômage et de sa durée risque lors des périodes de récession d'entamer la capacité assurantielle de l'épargne de pré-

caution. En outre, la possibilité de se constituer une épargne de précaution dépend des fluctuations du taux d'intérêt. L'occurrence de faibles taux d'intérêt durant les périodes de récession rend la constitution d'une épargne de précaution plus difficile car plus coûteuse. Il semble que dans un tel contexte, l'introduction de la dette publique ait un rôle plus important à jouer. C'est la raison pour laquelle l'impact de la dette en présence d'un risque au niveau macroéconomique est reconsidéré.

Le projet de la thèse tel qu'il était défini nécessitait alors d'expliciter le cadre théorique dans lequel l'analyse s'inscrivait. Ce fut l'objet du premier chapitre. Il avait pour objectif de rendre compte des éléments d'ordre méthodologique propres au modèle à agents hétérogènes. L'existence d'un risque idiosyncrasique de revenu non assurable en raison de l'incomplétude des marchés, conduit les ménages, soumis à une contrainte d'endettement à épargner pour le motif de précaution. La caractérisation du comportement d'accumulation pour le motif de précaution révèle que les ménages lorsqu'ils se trouvent dans une situation favorable sur le marché du travail épargnent jusqu'à une certaine limite qui est endogène. En revanche, dès que la situation sur le marché du travail leur est défavorable, ils désépargnent quel que soit leur stock d'actifs. Les agents, qui sont *ex ante* identiques deviennent *ex post* hétérogènes. Dans ce cadre, la demande de consommation et l'épargne ne correspondent plus au choix d'un ménage représentatif mais résulte de l'agrégation des épargnes et demandes de consommation individuelles.

Le deuxième chapitre, issu d'une collaboration avec Jean-Olivier Hairault, se proposait d'apprécier la contribution de la progressivité actuelle de l'impôt sur le revenu et de l'impôt sur les successions à la réduction de l'inégalité de richesse en France. Pour ce faire, un modèle à agent hétérogènes qui prend en compte les principaux motifs d'accumulation et de legs fut construit. Il a permis de reproduire

les principales inégalités observées en France en matière de revenu et de richesse. Les degrés de progressivité inclus dans l'imposition sur revenu et sur les successions ont aboutit à une réduction relativement proche de l'inégalité globale de richesse. Toutefois, les mécanismes à l'origine de ce résultat se sont avérés différents entre l'impôt sur le revenu et l'impôt sur les successions. La progressivité de l'impôt sur le revenu a entraîné une baisse relative de l'épargne des plus riches, en se substituant à leur épargne de précaution ce qui a provoqué une diminution de l'inégalité de richesse. La progressivité de l'impôt sur les successions a conduit les agents au bas de la hiérarchie sociale à épargner pour un motif de legs, ce qui a diminué l'inégalité de richesse. Ainsi, il est apparu que la progressivité de l'impôt sur le revenu réduit l'accumulation des plus riches alors que la progressivité de l'impôt sur les successions outre le fait qu'elle limite l'accumulation des plus riches crée une accumulation pour les plus pauvres. De façon plus attendue, la progressivité de l'impôt sur le revenu s'est avérée très efficace pour baisser les inégalités de revenu et de consommation car elle a réduit le risque de revenu. En revanche, la progressivité de l'impôt sur les successions s'est avérée inefficace pour réduire les inégalités de revenu et de consommation. A la différence de la progressivité de l'impôt sur le revenu, la progressivité de l'impôt sur les successions semble plus confinée dans le champ de la richesse.

Si l'approche retenue a le mérite de mettre en exergue les mécanismes par lesquels les progressivités de l'impôt sur le revenu et sur les successions réduisent l'inégalité de richesse, elle ne permet pas de savoir si à degré de progressivité égal, l'impôt sur le revenu réduit plus l'inégalité de richesse. L'analyse suppose en outre que l'offre de travail est exogène. Il n'est donc pas possible d'apprécier les effets (des)incitatifs induits par la proportionnalité de l'impôt sur le revenu sur l'offre de travail et son impact en retour sur l'inégalité de richesse. Il aurait été, enfin, intéressant d'ap-

préciser l'articulation entre donations entre vifs, successions et inégalité de richesse dans la mesure où toute modification de l'impôt sur les successions est susceptible d'influencer les donations entre vifs.

Le troisième chapitre s'attachait à reconsidérer l'arbitrage entre efficacité et égalité en matière d'indemnisation du chômage. Peut-on réduire l'arbitrage entre efficacité et inégalité et par quel moyen ? Peut-on y parvenir grâce à une allocation chômage décroissante dans le temps ? Pour y répondre, nous avons construit un modèle de recherche d'emploi avec épargne de précaution, étalonné sur données françaises. La recherche des niveaux optimaux utilitariste et rawlsien des allocations chômage a révélé un arbitrage entre efficacité et égalité. Pourtant, l'introduction d'un profil qui offrait durant une courte période une allocation chômage plus généreuse que celle de la situation rawlsienne optimale (1^{er} palier) relayée par une allocation moins généreuse par rapport à la situation rawlsienne optimale ($2^{\text{ème}}$ palier) a permis de restaurer de l'efficacité sans que l'agent le plus mal loti de l'économie en est souffert. C'est le changement de profil temporel de l'épargne et l'augmentation de l'effort de recherche d'emploi qui est à l'origine de ce résultat. La générosité en début de chômage était telle que l'agent nouvellement chômeur percevait un revenu proche de celui qu'il obtenait lorsqu'il était employé. Ce dernier était alors moins enclin à épargner pour le motif de précaution. Le chômeur en début de période de chômage s'est mis alors à épargner ce qu'il ne faisait pas lorsque l'allocation était constante dans le temps et fixée à son niveau optimal rawlsien. Lorsque l'épisode de chômage s'est prolongé, le chômeur a pu puiser dans cette épargne pour soutenir sa consommation. Parce que la réduction de la générosité de l'allocation chômage est intervenue dans un délai relativement court et que la chute de revenu qu'elle a occasionné était importante, l'effort de recherche du chômeur de court terme s'est accru par rapport à

la situation rawlsienne optimale. Pour ces raisons, l'allocation chômage de début de période n'a pas eu d'effets désincitatifs et a permis de réduire le taux de chômage.

Le cadre théorique utilisé ignore l'effet selon lequel la générosité de l'allocation chômage peut permettre à certains travailleurs qualifiés de trouver un emploi plus approprié à leur qualification. La prise en compte de cet effet est susceptible d'atténuer le gain d'efficacité qui découle de l'instauration du profil à deux paliers. Dans notre modèle, la chute de revenu intervient dans un délai relativement court et est importante. Elle peut conduire certains agents à accepter des emplois de faibles qualités (Acemoglu et Shimer [2000]). La productivité des emplois diminuera en conséquence ce qui nuit à l'efficacité du marché du travail. Enfin, l'analyse de Werning (2002) révèle que le profil optimal cesse d'être décroissant lorsque l'aléa moral porte en outre sur le niveau d'épargne de précaution du chômeur. Dans un tel cadre, l'efficacité, qui découle de l'introduction d'une allocation chômage fortement généreuse relayée par une allocation chômage moins généreuse, risque d'être moindre.

Le quatrième chapitre, issu d'une collaboration avec Sumudu Kankanamge, se proposait de tenir compte de l'existence de fluctuations macroéconomiques qui exacerbent le risque idiosyncrasique de revenu dans l'évaluation du niveau optimal de la dette publique. le cadre théorique retenu s'inscrit dans la lignée de Aiyagari [1994]. Le modèle s'en détache toutefois par l'introduction de fluctuations macroéconomiques. Les agents sont exposés à un risque de chômage qui s'accroît durant les périodes de récession. En outre, il existe un risque de taux d'intérêt et de salaire en raison du choc agrégé de productivité qui rend plus coûteuse la constitution d'une épargne de précaution. Afin d'apprécier l'impact de l'introduction des fluctuations macroéconomiques sur le niveau optimal de la dette, ce dernier est aussi déterminé dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques. La

caractérisation du niveau optimal a révélé que le niveau de dette optimale doit être sensiblement révisé à la hausse en présence de fluctuations macroéconomiques. Dans un environnement dépourvu de fluctuations macroéconomiques, le niveau optimal de dette est égal à 30 % du produit. Lorsque les fluctuations macroéconomiques sont introduites, le niveau optimal de dette s'accroît sensiblement. Il s'établit à 150% du produit. La perte de consommation qui découle de l'élimination de la dette publique, lorsque cette dernière est fixée à son niveau optimal, est alors 18 fois plus élevée par rapport à l'économie dépourvue de fluctuations macroéconomiques. L'introduction d'un risque au niveau agrégé accroît l'importance du risque de chômage. En raison de l'existence de périodes de récession durant lesquelles le taux de chômage et sa durée augmentent, l'épargne de précaution risque d'être moins effective pour lisser la consommation. En outre, durant les périodes de récession, le taux de rendement de l'épargne et la quantité de capital physique disponible sont plus faibles rendant la constitution d'une épargne de précaution plus difficile. Parce que la dette publique offre aux agents un moyen additionnel de lisser leur consommation et accroît le taux d'intérêt, elle réduit le coût de l'auto-assurance. C'est la raison pour laquelle le niveau optimal de la dette publique est plus élevé. Enfin, l'analyse révèle que le gain qui découle de l'introduction de la dette est en grande partie dû à l'accroissement du taux d'intérêt qui profite aux agents riches.

Un tel constat invite à analyser l'impact d'une dette contra-cyclique. En effet, en période de récession, le capital physique est moins important si bien que l'offre d'actifs diminue. Le risque de revenu étant accru, les agents souhaitent davantage épargner. Autoriser que la dette augmente lors des phases de récession peut permettre de contrecarrer la baisse du capital physique tout en répondant au surcroît d'épargne. En revanche, en période d'expansion, le risque de chômage est moindre

et le taux d'intérêt est plus élevé. La dette publique est moins nécessaire. Il est probable que les gains issus de la mise en place d'une règle contra-cyclique de dette publique soient de nature à renforcer le rôle positif de la dette publique.

Bibliographie

[1] Acemoglu, D., Shimer, R., 1999, Efficient unemployment insurance, *Journal of Political Economy*, 107, 893-928

[2] Acemoglu, D., Shimer, R., 2000, Productivity gains from unemployment insurance, *European Economic Review*, 44, 1195-1224

[3] Aiyagari, S.R., 1993a, Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving, Research Department Working paper 502, Federal Reserve Bank of Minneapolis

[4] Aiyagari, S.R., 1993b, Explaining financial markets facts : the importance of incomplete markets and transaction costs, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 17, 17-31

[5] Aiyagari, S.R., 1994, Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving, *Quarterly Journal of Economics*, 109, 659-684

[6] Aiyagari, R., McGrattan, R.E., 1998, The Optimum quantity of debt, *Journal of Monetary Economics*, 42, 447-469

[7] Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J.O., Langot, F., 2003, Wealth effects on labor market transitions, *Review of Economic Dynamics*, 6, 156-178

[8] Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J.O., Langot F., 2004a, Epargne de précaution et chômage : une évaluation quantitative de l'auto-assurance, *Annales d'économie et statistiques*, 74, 105-130

[9] Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J.O., Langot F., 2004b, Self-insurance and inequality, *Economic Letters,* 85, 295-299

[10] Algan, Y., Terracol, A., 2001, L'influence de l'épargne de précaution sur la recherche d'emploi, Economie et Statistique, 349-350, 63-76

[11] Ando, A., Modigliani, F., 1963, The "life cycle" hypothesis of saving : Aggregate implications and tests, *American Economic Review*, 53, 55-84

[12] Arrondel, L., Laferrère, A., 1991, Successions et héritiers à travers les données fiscales, *Economie et Prévision*, 100-101

[13] Arrondel, L., et Laferrère, A., 2001, Taxation and wealth transmission in France, *Journal of Public Economics*, 79, 3-33

[14] Asdrubali, P., Sørensen, B.E., Yosha, O., 1996, Channels of interstate risk sharing : United States 1963-1990, *Quarterly Journal of Economics*, 104, 1081-1110

[15] Assemblée nationale, Projet de Loi de Finances pour 2000, rapport général, tome 2

[16] Atkeson, A., Phelan, C., 1994, Reconsidering the costs of business cycles with incomplete markets, Working paper 4719, National Bureau of Economic Research

[17] Atkinson, T., Glaude, M., Olier, l., Piketty, T., 2001, *Inégalités économiques*, Rapport du conseil d'analyse économique, n°33, La documentation française

[18] Auerbach, A.J., Kotlikoff, L.J., 1987, Evaluating fiscal policy with a dynamic simulation model, *American Economic Review*, 77, 49-55

[19] Auerbach, A.J., Kotlikoff, L.J., 1987, *Dynamic fiscal policy*, Cambridge University Press, New York

[20] Baily, M.N., 1978, Some aspects of optimal unemployment insurance, *Journal of Public Economics*, 10, 379-402

[21] Ball, L., Mankiw, N.G., 1995, What do budget deficits do ?, Working paper, Federal reserve bank of Kansas city

[22] Barlevy, G., 2004, The cost of business cycles and the benefits of stabilization : a survey, *Working Paper* 10926, National Bureau of Economic Research

[23] Barro,R.J., 1979, On the determination of the public debt, *Journal of Political Economy*, 87, 940-971

[24] Barsky, R.B., Mankiw, N.G., Zeldes, S.P., 1986, Ricardian consumers with keynesian propensities, *American Economic Review*, 76, 676-691

[25] Beaudry, P., Di Nardo, J., The effect of implicit contracts on the movement of wages over the business cycle, *Journal of Political Economy*, 99, 665-688

[26] Beaudry, P., Pages, C., 2001, The cost of business cycles and the stabilization value of unemployment insurance, *European Economic Review*, 45, 1545-1572

[27] Bernheim, B.D., 1989, A neoclassical perspective on budget deficits, *Journal of Economic Perspectives*, 3, 55-72

[28] Bewley, T., 1980, The optimum quantity of debt, Models of monetary economics, Federal Reserve Bank of Minneapolis

[29] Bewley, T., 1983, A difficulty with the optimum quantity of money, *Econometrica*, 57, 1485-1504

[30] Bloemen, H., Stancanelli, E., 2001, Individual wealth reservation wages and transitions into Employment, *Journal of Labor Economics*, 19, 400-439

[31] Bonnet, X., Dubois, E., 1995, Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ?, *Economie et Prévision*, 121, 39-58

[32] Bourguignon, F., Bureau, D., 1999, *L'architecture des prélèvements en France : état des lieux et voies de réforme*, rapport du conseil d'analyse économique, n°17, La documentation française

[33] Bourguignon, F., 1998, *Fiscalité et redistribution*, Rapport du Conseil d'analyse économique, n°11, La documentation française

[34] Bourguignon, F., Chiappori, P.A., 1998, Fiscalité et redistribution, *Revue Française d'Economie*, XIII, 3-64

[35] Browning, M., Crossley, T.F., 2001, Unemployment insurance benefits levels and consumption changes, *Journal of Public Economics*, 80, 1-23

[36] Caballero, R.J., 1991, Earnings uncertainty and aggregate wealth accumulation, *American Economic Review*, 81, 859-871

[37] Cagetti, M., 2003, Wealth accumulation over the life cycle and precautionary savings, *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 339-353

[38] Cagetti, M., De Nardi, M., 2006, Entrepreneurship, frictions, and wealth, *Journal of political Economy*, 114, 835-870

[39] Cagetti,M., De Nardi, M., 2005, Wealth inequality : data and models, à paraître dans *Macroeconomic dynamics*

[40] Cahuc, P., Lehmann, E., 2000, Should unemployment benefits decrease with unemployment spell ?, *Journal of Public Economics*, 77, 135-153

[41] Carroll, C.D., 1991, Buffer stock saving and the permanent income hypothesis, Working paper

[42] Carroll, C.D., 1997, Buffer stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1-55

[43] Carroll, C.D., 2000, Requiem for the Representative agent ? Aggregate Implications of microeconomic consumption behavior, *American Economic Review*, 90, 110-115

[44] Carroll, C.D., Samwick, A., 1997, The nature of precautionary wealth, *Journal of Monetary Economics*, 40, 41-71

[45] Castañeda, A., Díaz-Giménez, J., Ríos-Rull, J.V., 1998, Earnings and wealth inequality and income taxation : quantifying the trade-offs of switching the U.S. to a proportional income tax system, *Technical Report*, PEN University

[46] Castañeda, A., Díaz-Giménez, J., Ríos-Rull, J.V., 2003, Accounting for the U.S. earnings and wealth inequality, *Journal of Political Economy*, 111, 4, 818-857

[47] Chambaz, C., Guillaumat-Tailliet, F., Hourriez, J.M., 1999, Le revenu et le patrimoine des ménages, *Données sociales*, INSEE

[48] Chamberlain, G., Wilson, C.A, 2000, Optimal intertemporal consumption under uncertainty, *Review of Economic dynamic*s, 3, 365-395

[49] Chamley, C., 1985, Efficient taxation in a stylised model of intertemporal general equilibrium, International Economic Review, 26, 451-468

[50] Chamley, C., 1986, Optimal taxation of capital income in general equilibrium with infinite lives, *Econometrica*, 54, 607-622

[51] Charpin, J.M., 1999, *L'avenir de nos retraites*, La documentation française

[52] Chatterjee, S., 1994, Transitional dynamics and the distribution of wealth in a neoclassical growth model, *Journal of Public Economics*, 54, 97-119

[53] Cohen, D., 1999, Welfare differentials across French and US labour markets : a general equilibrium interpretation, CEPR Working Paper

[54] Colin, C., 1999, Modélisation des carrières salariales dans DESTINIE, *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, G9902, Division Redistribution et Politiques sociales

[55] Conesa, J.C., Krueger, D., 2002, On the optimal progressivity of the income tax code, CAERP Working paper

[56] Cooley, T.F., Prescott, E.D., 1995, *Economic growth and business cycle*, in T. F. Cooley, éditeur, Frontiers of Business Cycle
Research, Princeton, NJ, Princeton University Press

[57] Costain, J., 1997, Unemployment insurance and precautionary saving, Working paper, Universitat Pompeu Fabra

[58] Danforth, J.P., 1979, *On the Role of Consumption and Decreasing Absolute Risk Aversion in the Theory of Job Search*, in S.A Lippman et J. McCall, éditeurs, Studies in the Economics of Search, North-Holland, New York, 109-131

[59] Davies, J., 1982, The relative impact oh inheritance and other factors on economic inequality, *Quarterly Journal of Economic*, 97, 4, 471-498

[60] Deaton, A., 1991, Saving and liquidity constraints, *Econometrica*, 59, 1221-1248

[61] De Nardi, M., 2004, Wealth inequality and intergenerational links, *Review of Economic Studies*, 71, 743-768

[62] Den Haan, W., 1997, Solving dynamic model with aggregate shocks and heterogeneous agents, *Macroeconomic dynamics*, 1, 355-386

[63] Diamond, P.A., 1965, National debt in a neoclassical growth model, *American Economic review*, 55, 1126-1150

[64] Diaz-Gimenez, J., Quadrini, V., Rios-Rull, J.V., Dimensions of inequality : facts on the U.S. distributions of earnings, income and wealth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 21, 3-21

[65] Direr A., Weitzenblum T., 2006, Modéliser la distribution des richesses en France, à paraître dans *Annales d'Economie et Statistique*

[66] Domeij, D., Klein, P., 2002, Public pensions : To what extent do they account for Swedish wealth inequality ? *Review of Economic Dynamics*, 5, 503-534

[67] Drèze, J.H., Modigliani, F., 1972, Consumption decisions under uncertainty, *Journal of Economic Theory*, 5, 308-335

[68] Ducamin, B., Baconnier, R., Briet, R., 1996, *Etudes des prélèvements fiscaux et sociaux pesant sur les ménages,* rapport au ministre du budget, Ministère du Budget

[69] Dynan, K., Skinner, Zeldes, P.S., 2004, Do the rich save more ? *Journal of Political Economy*, 112, 397-444

[70] Engen, E., Gruber, J., 2001, Unemployment insurance and precautionary saving, *Journal of Monetary Economics*, 47, 545-579

[71] Evans, D.S., Leighton, L.S., 1989, Some empirical aspects of entrepreneurship, *American Economic Review*, 79, 519-535

[72] Feldstein, M., 1988, The effects of fiscal policies when income are uncertain : a contradiction to ricardian equivalence, *American Economic Review*, 78, 14-23

[73] Flavin, M., 1981, *The adjustment of consumption to changing expectations about future income*, *Journal of Political Economy*, 89, 974-1009

[74] Floden, M., 2001, The effectiveness of government debt and transfers as insurance, *Journal of Monetary Economics*, 48, 81-108

[75] Fredriksson, P., Holmlund, B., 2001, Optimal unemployment insurance in search equilibrium, *Journal of Labor Economics*, 19, 370-399

[76] Friedman, M., 1957, *A theory of the consumption function, Princeton*, N.J., Princeton University Press

[77] Gokhale, J., Kotlikoff, L., Sefton, J., Weale, M., 2000, Simulating the transmission of wealth inequality via bequests, *Journal of Public Economics*, 79, 1, 93-128

[78] Gomes, J., Greenwood, J., Rebelo, S., Equilibrium unemployment, *Journal of Monetary Economics*, 48, 109-152

[79] Gourinchas, P.O., Parker, J.A., 2001, The empirical importance of Precautionary saving, *American Economic Review*, 91, 406-412

[80] Grant, C., Koulovatianas, C., Michaelides, A., Padula, M., 2003, Redistributive policies through taxation : theory and evidence, CSEF Working paper, University of Salerno

[81] Gruber, J., 1997, The consumption smoothing benefits of unemployment insurance, *American Economic Review*, 87, 192-205

[82] Guiso, L., Japelli, T., Terlizzese, D., 1992, Earnings uncertainty and precautionary saving, *Journal of Monetary Economics*, 30, 307-337

[83] Hairault, J.O., Langot, F., 2002 Inégalités et Réformes des retraites, *Revue Française d'Economie*, 1, 97-161

[84] Hall, R.E., Mishkin, F.S., 1982, The sensitivity of consumption to transitory income : estimates from panel data on households, *Econometrica*, 50, 461-481

[85] Hansen, G., Imrohoroglu, A., 1992, The Role of unemployment insurance in an economy with liquidity constraints and moral hazard, *Journal of Political Economy*, 100, 118-142

[86] Hayashi, F., 1985, The effect of liquididty constraints on consumption : a cross-sectional analysis, *Quarterly journal of economics*, 100, 183-206

[87] Heathcote, J., 2005, Fiscal policy with heterogeneous agents and incomplete markets, *Review of Economic Studies,* 72, 161-188

[88] Heer, B., Maussner, A., 2005, *Dynamic General Equilibrium Modelling : computational methods and applications*, Springer

[89] Hopenhayn, H.A., Nicolini, J.P., 1997, Optimal unemployment insurance, *Journal of Political Economy*, 105, 412-438

[90] Hourriez, J.M., Roux, V., 2001, Vue d'ensemble des inégalités, Document de travail INSEE F0103

[91] Hubbard, G., Skinner, J., Zeldes, S.P., 1995, Precautionary saving and social insurance, *Journal of Political Economy*, 103, 360-399

[92] Huggett, M., 1993, The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 953-969

[93] Huggett, M., 1996, Wealth distribution in life-cycle economies, *Journal of Monetary Economics*, 38, 469-494

[94] Huggett, M., Ospina, S., 2001, Aggregate precautionary savings : when is the third derivative irrelevant ?, *Journal of Monetary Economics*, 48, 373-396

[95] Huggett, M., Ventura, G., 2000, Understanding why high income households save more than low income Households, *Journal of Monetary Economics*, 45, 361-397

[96] Hurst, E., Lusardi, A., 2004, Liquidity constraints, household wealth and entrepreneurship, *Journal of political Economy*, 112, 319-347

[97] Imrohoroglu, A., 1989, cost of business cycles with indivisibilities and liquidity constraints, *Journal of Political Economy*, 97, 1364-1383

[98] INSEE, 1999, Comptes nationaux

[99] INSEE-synthèses, 1996, Montants et disparités patrimoniales au sein des ménages, n°5, 83-108

[100] INSEE-synthèses, 2002, Evolution des inégalités de patrimoine entre 1986 et 2000, n°65, 43-52

[101] INSEE-résultats, 2002, L'enquête emploi en 2002 et 2003, n°51 soc

[102] Jacobson, .L, Lalonde, R., Sullivan, D., 1993, Earnings losses of displaced workers, *American Economic Review*, 83, 685-709

[103] Japelli, T., 1990, Who is credit constrained in the U.S. economy ? *Quarterly Journal of Economics*, 105, 219-234

[104] Joseph, G., Weitzenblum, T., 2000, Allocations chômage et épargne de précaution : dynamique transitoire vs équilibre de long terme, Document de travail, MSE

[105] Joseph, G., Weitzenblum, T., 2003, Optimal unemployment insurance : transitional dynamics vs steady state, *Review of Economics Dynamics*, 6, 869-884

[106] Judd, K.L., 1998, *Numerical methods in economics*, MIT Press, Cambridge

[107] Kazarosian, M., 1997, Precautionary savings-A panel study, *Review of Economics and Statistics*, 79, 241-247

[108] Kessler, D., Wolff, E., 1991, A comparative analysis of household wealth patterns in France and the United States, *Review of Income and Wealth*, 37, 249-266

[109] Keynes, J.M., 1936, *The general theory of employment, interest and money*, London : MacMillan,

[110] Kimball, M.S., 1990, Precautionary saving in the small and in the large, *Econometrica*, 58, 53-73

[111] Kotlikoff, L.J., Summers, L.H., 1981, The Role of intergenerational transfers in aggregate capital accumulation, *Journal of Political Economy*, 89, 4, 706-732

[112] Kotlikoff, L.J., Summers, L.H., 1988, *The contribution of intergenerational transfers to total wealth : a Reply*, Modelling the accumulation and distribution of wealth, Clarendon Press, 53-67

[113] Krebs, T., 2003, Growth and welfare effects of business cycles in economies with idiosyncratic human capital risk, *Review of Economic Dynamics*, 6, 846-868

[114] Krebs, T., 2005, Job displacement risk and the cost of business cycles, Working Paper, Brown University

[115] Krusell, P., Smith, A., 1998, Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy, *Journal of Political Economy*, 106, 867-896

[116] Krusell, P., Smith, A., 1999, On the welfare effects of eliminating business cycles, ,*Review of Economic Dynamics,* 2, 245-272

[117] Krusell.P., Smith, A., 2002, Revisiting the welfare effects of eliminating business cycles, *Working Paper*

[118] Laitner, J., 2001, Wealth accumulation in the US : do inheritances and bequests play a significant role ?, Working paper, University of Michigan

[119] Lawrance, E.C., 1991, Poverty and the rate of time preference : evidence from panel data, *Journal of Political Economy*, 99, 54-77,

[120] Layard, R., Nickell, S., Jackman, R., 1991, *Unemployment : macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press

[121] Leland, H., 1968, Saving and uncertainty : the precautionary demand for saving, *Quarterly Journal of Economics*, 82, 465-473

[122] Lentz, R., Tranæs, T., 2005, Job search and savings : wealth effects and duration dependence, *Journal of labor Economics*, 23, 467-489

[123] Les notes bleues de Bercy, 1999, n°199

[124] Ljungqvist, L., Sargent, T., 2000, Recursive macroeconomic theory, MIT press, Cambridge.

[125] Lollivier, S., Verger, D., 1996, Patrimoine des ménages : déterminants et disparités, *Economie et statistique*, 296-297, 13-31

[126] Lorenzoni, G., Marcet, A., 1998, The parametized expectations approach : some practical issues, *Computational methods for the study of dynamic economics*, Marimon R. et Scott A., Oxford University Press, chapitre 7

[127] Lucas, R.E., Jr, 1987, *Models of business cycles*, Blackwell, New York

[128] Lucas, R.E., Jr, 1990, Supply side economics : an analytical review, *Oxford Economic Papers*, 42, 293-316

[129] Lucas, R.E., Jr, 2003, Macroeconomic priorities, *American Economic review*, 93, 1-14

[130] Lusardi, A., 1998, On the importance of the precautionary saving motive, *American Economic Review*, 88, 449-453

[131] Mankiw, N.G., Zeldes, S.P., 1991, The consumption of stockholders and non-stockholders, *Journal of Financial Economics*, 29, 97-112

[132] Marcet, A., 1991, Solving non linear stochastic models by parameterized expectations : an application to asset pricing with production, Working Paper, Universitat Pompeu Fabra

[133] Martin, P., 1996, Measures of replacement rates for the purpose of international comparisons : a note, *OECD Economic Studies*, 26, 98–118

[134] Mincer, J., 1991, Education and unemployment, NBER Working paper n°3838

[135] Modigliani, F., 1988a, *Measuring the contribution of intergenerational transfers to total wealth : Conceptual issues and empirical findings*, Modelling the accumulation and distribution of wealth, Clarendon Press, 21-52

[136] Modigliani, F., 1988b, The Role of intergenerational transfers and life cycle saving in the accumulation of wealth, *Journal of Economic Perspectives*, 2, 15-40

[137] Modigliani, F., Brumberg, R., 1954, *Utility analysis and the consumption function : an interpretation of the crosss-section data*, in Post-Keynesian economics, Eds :Kenneth Kurihara. New Brunswick, NJ : Rutgers University Press, 388-436

[138] Mukoyama, T., Şahin, A., 2005, The cost of business cycles for unskilled Workers, à paraître dans *Journal of Monetary Economics*

[139] OCDE en chiffres, 2000, Statistiques sur les pays membres

[140] Piketty, T., 1997, *L'économie des inégalités*, La découverte

[141] Piketty, T., 2001, *Les hauts revenus en France au XXe siècle. Inégalités et redistributions,1901-1998*, Grasset

[142] Piketty, T., 2003, Income inequality in France, 1901-1998, *Journal of Political Economy*, 111, 1004-1042

[143] Quadrini, V., 2000, Entrepreneurship saving and social mobility, *Review of Economic Dynamics*, 3, 1-40

[144] Quadrini, V., Ríos-Rull, J.V., 1997, Understanding the U.S. distribution of wealth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 21, 22-36

[145] Ricardo, D., 1951a, On the principles of political economy and taxation, *The works and correspondence of David Ricardo*, Cambridge university press, vol 1

[146] Ricardo, D., 1951b, Funding System, *The works and correspondence of David Ricardo*, Cambridge university press, vol 4

[147] Rougerie, C., 2002, Evolution des inégalités de patrimoine chez les salariés entre 1986 et 2000, *Données sociales*, INSEE

[148] Sandmo, A., 1970, The effect of uncertainty on saving decisions, *Review of Economic Studies*, 37, 353-360

[149] Samuelson, P.A, 1958, An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money, *Journal of Political Economy*, 66, 467-482

[150] Schechtman, J., Escudero, V.L.S., 1977, Some results on " an income fluctuation problem", *Journal of Economic Theory*,16, 151-166

[151] Shavell, S., Weiss, L., 1979, The optimal payment of unemployment insurance benefits over time, *Journal of Political Economy*, 87, 1347-1362

[152] Skinner, J., 1988, Risky income life cycle consumption and precautionary saving, *Journal of Monetary Economics*, 22, 237-255

[153] Storesletten, K., Telmer, C., Yaron, A., 2001, The welfare cost of business cycles revisited : finite lives and cyclical variation in idiosyncratic risk, *European Economic Review*, 45, 1311-1339

[154] Summers, L.H., 1981, Capital taxation and accumulation in a life cycle growth model, *American Economic Review*, 71, 533-544

[155] Topel, R., 1993, What have we learned from empirical studies of unemployment and turnover, *American Economic Review*, 83, 110-115

[156] Van den Berg, G.J., 1990, Nonstationary in job search theory, *Review of economic studies*, 57, 255-277

[157] Varian, H.R., 1980, Redistributive taxation as social insurance, *Journal of Public Economics*, 14, 49-68

[158] Ventura, G., 1999, Flat tax reform : A quantitative exploration, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23, 1425-1458

[159] Wang, C., Williamson, S., 2002, Moral hazard, optimal unemployment insurance and experience rating, *Journal of Monetary Economics* 49, 1337-1371

[160] Werning, I., 2002, Optimal unemployment Insurance with unobservable savings, Working Paper

[161] Yellen, J.L., Akerlof, G.A., 2006, Stabilization policy : a reconsideration, *Economic Inquiry*, 44, 1-22

[162] Young, E., 2004, Unemployment insurance and capital accumulation, *Journal of Monetary Economics*, 51, 1683-1710

[163] Zeldes, S, 1989, Consumption and liquidity constraints : an empirical investigation, *Journal of Political Economy*, 97, 305-346

Liste des tableaux

1 Caractéristiques de la distribution des richesses aux Etats-Unis et en France 6

1.1 Etalonnage des paramètres 53

2.1 Salaire mensuel moyen par décile de salaire 86
2.2 Progression salariale le long du cycle de vie active 86
2.3 Barème de l'impôt progressif sur le revenu en 1996 88
2.4 Distribution du revenu moyen en 1994 89
2.5 Barème de l'impôt progressif sur les successions 91
2.6 Transmission moyenne par décile 92
2.7 Variables agrégées 93
2.8 Inégalités de richesse, de revenu et de legs 94
2.9 Variables agrégées 95
2.10 Richesse moyenne le long du cycle de vie 96
2.11 Indice de Gini de la richesse 97
2.12 Niveau de richesse du 10ème décile de patrimoine 98
2.13 Indice de Gini de la richesse le long du cycle de vie 99
2.14 Distribution des richesses des ménages à la veille de la retraite et de la mort 100
2.15 Concentration de la richesse 102

2.16 Agents contraints financièrement . . . 103
2.17 Propriétés distributionnelles des successions nettes de l'impôt . . . 104
2.18 Propriétés distributionnelles du revenu net de l'impôt . . . 106
2.19 Propriétés distributionnelles de la consommation . . . 108
2.20 Utilité intertemporelle à l'entrée de la vie active par décile de reveneu 109
2.21 Comportement d'épargne le long du cycle de vie . . . 112
2.22 Comportement d'épargne de la classe d'âge C4 . . . 112
2.23 Comportement d'épargne de la classe d'âge C7 suivant le décile de salaire . . . 113

3.1 Impact sur l'effort . . . 130
3.2 Etalonnage des paramètres structurels . . . 132
3.3 Niveau optimal des allocations chômage en fonction du critère de bien être social retenu . . . 136
3.4 Gain/Perte relatif de consommation . . . 136
3.5 Caractéristique de la situation de référence . . . 139
3.6 Impact de l'introduction d'une allocation chômage dégressive . . . 140
3.7 Perte de consommation par rapport à la situation de référence . . . 146
3.8 Etalonnement des paramètres structurels . . . 147
3.9 Niveau optimal utilitariste et rawlsien des allocations chômage . . . 148
3.10 Gain/Perte relatif de consommation . . . 148
3.11 Caractéristiques de la situation de référence . . . 149
3.12 Impact de la dégressivité de l'allocation chômage . . . 150
3.13 Perte de consommation par rapport à la situation de référence . . . 152

4.1 Impact de l'introduction de la dette . . . 187
4.2 Impact de la dette dans un environnement dépourvu de risque agrégé 190

4.3 Coût en terme de consommation 192
4.4 Impact de la dette en équilibre partiel 193
4.5 Impact de la dette lorsque l'emprunt est possible 194
4.6 Impact de la dette en présence de risque agrégé 195
4.7 Impact de la dette suivant le cycle économique 197
4.8 Gain de consommation 197
4.9 Impact de la dette en équilibre partiel 198
4.10 Paramètres de résolution du programme individuel 209

Table des figures

1.1 règles d'accumulation $a_{t+1} = g(a_t, s_t)$ 49

1.2 Impact de la limite d'endettement ϕ 54

1.3 Impact du risque idiosyncrasique de chômage 55

1.4 Impact du taux d'intérêt 56

1.5 Equilibre du marché du capital 58

2.1 Courbe de Lorenz de la richesse 101

2.2 Agrandissement de la courbe de Lorenz de la richesse 101

2.3 Courbe de Lorenz du revenu 107

2.4 Courbe de Lorenz de la consommation 108

3.1 Gain/Perte de consommation pour $\xi = 50$ et $\xi \to \infty$ 134

3.2 Gain/perte de consommation pour $\xi = 0,10$ 135

3.3 Règles de décision pour $\theta = 49\%$ et 72% 138

3.4 Historique de la consommation et de la richesse 141

3.5 Règle de décision de l'employé 143

3.6 Règle de décision du chômeur 144

3.7 Agrandissement du $3^{\text{ème}}$ épisode de chômage 145

4.1 Niveau optimal de la dette 191

4.2 Niveau optimal de la dette en présence de risque agrégé 196

Table des matières

Introduction Générale **1**

1 L'épargne de précaution : intérêts et enjeux 3

1.1 Distribution des richesses 5

1.2 Risque de chômage, épargne de précaution et indemnisation du chômage 13

1.3 Incomplétude des marchés et fluctuations macroéconomiques . 18

2 Problématique et plan de la thèse 24

2.1 Problématique 24

2.2 Plan 26

1 Introduction aux modèles à agents hétérogènes **33**

Introduction 34

1 Cadre de référence 35

1.1 Présentation 35

1.2 Le cadre particulier de Aiyagari [1994] 38

2 Règles de décision 40

2.1 Equation d'Euler 41

2.2 Comportements de consommation et d'épargne 42

2.3 Caractérisation de l'épargne dans le cas où $\beta(\mathbf{1}+\mathbf{r})<\mathbf{1}$ . . . 46

3 Distribution stationnaire 56

4 Equilibre Général dans le cas $\beta(1+r) < 1$ 58
5 Résolution numérique du modèle 60
5.1 Définition de la grille 61
5.2 Principe de l'algorithme de résolution 61
5.3 Détermination de la distribution stationnaire 62
Conclusion 63

2 Réduire l'inégalité de richesse en France : une comparaison de l'impôt progressif sur le revenu et sur les successions[20] 65

Introduction 66
1 L'environnement économique 71
1.1 La démographie 72
1.2 Le risque idiosyncrasique de revenu 74
1.3 Dotations et préférences 76
1.4 Transmission de capital physique et humain 77
1.5 Le Gouvernement 78
1.6 La caisse de retraite 78
1.7 Incomplétudes des marchés 80
1.8 L'équilibre 80
2 Etalonnage du modèle 83
2.1 La démographie 83
2.2 Le secteur productif 84
2.3 Préférences et taux d'escompte psychologique 85
2.4 Risque de revenu et progression salariale 85
2.5 Altruisme et transmission de capital humain 86

[20] Ce chapitre est issu d'une collaboration avec Jean-Olivier Hairault

2.6 La caisse de retraite 87
2.7 Impôt progressif sur le revenu et sur les successions 87
2.8 Evaluation quantitative du modèle 92
3 Evaluation quantitative de la progressivité des impôts sur le revenu et sur les successions 94
3.1 Propriétés macroéconomiques 94
3.2 Inégalités 97
Conclusion 110
4 Annexe 112
4.1 Epargne du ménage 112
4.2 Détermination du taux de cotisation 113

3 Allocation chômage : entre efficacité et égalité 116

Introduction 117
1 Le modèle de recherche d'emploi 121
1.1 Le cadre de référence 122
1.2 Allocation chômage dégressive 127
2 Etalonnage 130
3 Résultats 132
3.1 Niveau optimal des allocations chômage 133
3.2 Impact de la dégressivité 138
4 Robustesse 147
4.1 Niveau optimal des allocations chômage 147
4.2 Impact de la dégressivité 149
5 Discussion 152
Conclusion 155

6 Annexe 157

4 Risque agrégé et dette publique[21] 162

Introduction 163

1 Le modèle 166

1.1 Risque individuel et fluctuations macroéconomiques 167

1.2 Risque individuel 172

2 Résolution[22] 174

2.1 Risque idiosyncrasique et agrégé 174

2.2 Risque idiosyncrasique 177

3 Etalonnage 178

3.1 Risque idiosyncrasique et agrégé 178

3.2 Risque idiosyncrasique 184

4 Résultats 185

4.1 Dette publique et contrainte d'endettement 185

4.2 Risque individuel 188

4.3 Risque individuel et agrégé 194

Conclusion 199

5 Annexe 202

5.1 contrainte d'endettement et neutralité de la dette 202

5.2 Principe du PEA 203

Conclusion Générale 210

Bibliographie 218

[21] Ce chapitre est issu d'une collaboration avec Sumudu Kankanamge.

[22] Pour de plus amples détails concernant la résolution de chaque étape se reporter à l'annexe.