

UNIVERSITÉ DU MAINE - FACULTÉ DES SCIENCES ÉCONOMIQUES
GROUPE D'ANALYSE DES ITINÉRAIRES
ET NIVEAUX SALARIAUX

Année 2006

N° attribué par la bibliothèque :

THÈSE

Pour obtenir le grade de
DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ
Discipline : Sciences économiques

Présentée et soutenue publiquement le 6 juin 2006 par
Sébastien MÉNARD

**L'ASSURANCE CHÔMAGE OPTIMALE :
LES POLITIQUES D'INCITATION À LA REPRISE D'EMPLOI**

Directeur de thèse :

François LANGOT, Professeur à l'Université du Maine

JURY :

Pierre CAHUC, Rapporteur, Professeur à l'Université Paris I

Franck PORTIER, Rapporteur, Professeur à l'Université de Toulouse I

Stéphane PALLAGE, Professeur à l'Université du Québec à Montréal

Henri SNEESSENS, Professeur à l'Université Catholique de Louvain

Yves ZENOU, IUI de Stockholm, Professeur à l'Université du Maine

L'Université du Maine n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer ma reconnaissance envers mon directeur de thèse François Langot pour avoir accepté la direction de ce travail. Je le remercie pour sa grande disponibilité, ses encouragements et les nombreux conseils qu'il m'a donnés tout au long de cette thèse. Qu'il trouve ici l'expression de ma profonde gratitude.

Ma reconnaissance va également à Pierre Cahuc, Franck Portier, Henri Sneessens, Yves Zénou et Stéphane Pallage pour avoir accepté de lire ce travail et de prendre part au jury.

Ce travail ne serait pas ce qu'il est sans les nombreux conseils des participants au séminaire du GAINS. Je pense notamment à Arnaud Chéron, Salima Hamouche, Jean-Pascal Gayant, Yves Guillotin, Jacques Py, Johanna Etner et Eva Moreno.

Je voudrais remercier tous les doctorants du GAINS et en particulier Coralia Quintero, Tarek et Fouad Khasskhoussi, Anne Bucher, Gouqing Ding, Rabia Toufiki, Faouzi Sellem et Seydouba Camara. Ces mois passés en votre compagnie ont été un véritable plaisir. Mes remerciements s'adressent également à Pierre-Yves Steunou pour ses conseils et ses compétences en informatique.

Je tiens également à remercier les membres du personnel de l'université du Maine pour leur assistance durant ces quelques années.

L'assurance chômage optimale : les politiques d'incitation à la reprise d'emploi

Introduction générale

Le système français d'assurance chômage obligatoire a connu de nombreuses réformes depuis sa création en 1958. A l'époque, le seul objectif assigné à l'assurance chômage était d'offrir aux employés une protection collective contre le risque d'une perte de revenu associée à un licenciement. En effet, le faible taux de chômage et l'état des finances publiques n'incitaient pas les pouvoirs publics à se soucier des conséquences de l'indemnisation du chômage sur les performances économiques. Cependant, à partir des années 70, la dégradation de la situation du marché du travail a conduit les économistes et les pouvoirs publics à s'interroger sur la meilleure manière d'offrir une assurance chômage.

L'indemnisation du chômage a des effets positifs sur le bien-être et les performances économiques. Traditionnellement, la littérature met l'accent sur trois de ces effets. Pour commencer, l'assurance chômage permet de limiter la chute de la consommation des ménages associée à une perte d'un emploi. Autrement dit, elle permet un meilleur lissage de la consommation à travers le temps. A partir de données américaines, Gruber (1997) montre que la baisse de la consommation consécutive à une perte d'emploi est de 6.8% avec un système d'assurance chômage alors qu'elle serait de 22% en son absence. Il convient également de ne pas perdre de vue qu'en l'absence d'un système d'assurance chômage, les ménages seraient dans l'obligation de s'auto-assurer seuls en épargnant. Un tel comportement n'est pas toujours optimal en matière de bien-être utilitariste et cela pour deux raisons. D'une part, les marchés financiers ne sont pas parfaits. Certaines populations peuvent ne plus posséder d'épargne et ne pas avoir accès aux emprunts privés. C'est le cas des chômeurs de longue durée qui sont généralement contraints financièrement. D'autre part, l'accumulation d'épargne peut s'avérer être très importante lorsque l'aversion au risque des employés est élevée. Dans ce cas, l'importance de l'épargne implique un niveau de consommation plus faible que si la protection contre le chômage avait été financée par une taxe sur les salaires. Le second argument avancé en faveur de l'assurance chômage repose sur l'idée que l'indemnisation du chômage peut favoriser la flexibilité sur le marché du travail. En effet, une bonne prise en charge des risques de chômage encourage les employés à accepter une protection de l'emploi moins élevée. Ainsi, le Danemark a mis en place un système dit de "*flexicurité*" qui consiste à coupler une grande flexibilité sur le marché du travail avec une protection sociale élevée. Pour terminer, Acemoglu, D. et Shimer, R. (1997) montrent qu'une assurance chômage plus généreuse peut améliorer la qualité de l'appariement. En effet, lorsque les indemnités sont trop faibles, les chômeurs peuvent être amenés à accepter des emplois ne correspondant pas à leurs qualifications. Dans ces conditions, les systèmes d'indemnisation du chômage permettent une meilleure utilisation des compétences des chômeurs. Ce résultat théorique est confirmé empiriquement par Pollmann-Schult, M. et Büchel, F. (2005). A partir de données allemandes, ils montrent que les individus ayant bénéficié de l'assurance chômage occupent plus souvent des postes en adéquation avec leur formation.

L'assurance chômage ne possède pas que des effets positifs. En effet, de nombreux travaux théoriques et empiriques ont montré qu'une plus large prise en charge des chômeurs se traduit par une aggravation du chômage (voir par exemple Rueff (1931), Layard, R., Nickell, S., et Jackman, R. (1991) et Meyer (1990)). Dans les modèles de recherche d'emploi, initialement développés par Mortensen (1970) et McCall (1970), deux mécanismes expliquent la hausse du chômage. Premièrement, les chômeurs deviennent plus sélectifs à l'égard des offres d'emploi qu'ils reçoivent. Enfin, l'emploi étant relativement moins attractif, ils réduisent leur effort de recherche ce qui diminue leurs chances d'obtenir une proposition d'embauche. Dans les modèles de négociation salariale, des indemnités de chômage plus élevées renforcent le pouvoir

des chômeurs qui peuvent alors exiger une augmentation des salaires réels. La demande de travail diminue alors ce qui a pour conséquence d'aggraver le chômage. Pour terminer, le développement de l'assurance chômage dégrade également le bien-être des individus en contribuant à l'augmentation des taxes.

Comme nous venons de le voir, l'assurance chômage présente des effets positifs et négatifs. Dès lors, il revient aux pouvoirs publics de choisir le système optimal d'indemnisation du chômage en réalisant un arbitrage entre effets positifs et effets négatifs. Les caractéristiques d'un tel système d'assurance chômage dépendent de l'environnement économique et des préférences des individus. Ainsi, des individus averses au risque choisiront une protection élevée contre le chômage même si cela se traduit par un taux de chômage important. De même, lorsque les marchés financiers sont plus faciles d'accès et plus rémunérateurs, les ménages seront prêts à donner une place plus importante à l'auto-assurance.

Cette thèse s'intéresse au choix d'un système optimal d'assurance chômage par une société. Un tel système doit prendre en compte l'incitation à la reprise d'emploi, mais aussi les conséquences de l'assurance chômage sur les finances publiques, le lissage de la consommation des ménages ou encore la qualité des emplois. Ce travail de thèse s'articule autour de 4 questions : Quel doit être le profil d'indemnisation du chômage ? Dans quelle mesure l'auto-assurance peut-elle être utilisée ? Quel est l'effet de l'âge sur le profil de l'assurance chômage optimale ? et Quel est l'effet de l'introduction d'un contrôle du comportement de recherche des chômeurs ?

Assurance chômage et performance économique

Depuis la fin des années 70, une tendance à la hausse du chômage a été observée dans la plupart des pays européens. Cette dégradation de la situation sur le marché du travail s'accompagne généralement d'un développement du chômage de longue durée. Les tableaux 1 et 2 présentent l'évolution des taux de chômage en Europe, ainsi que la répartition chômage de court terme/chômage de long terme pour la période 1989-1994.

TAB. 1 – Evolution des taux de chômage en Europe (%)

| Pays | 1973-1979 | 1988-1995 | 2002 |
|-------------|-----------|-----------|------|
| Allemagne | 2.9 | 5.6 | 6.8 |
| Belgique | 5.8 | 8.4 | 7.3 |
| Danemark | 4.1 | 8.1 | 4.5 |
| France | 4.3 | 10.5 | 8.7 |
| Italie | 4.5 | 8.1 | 7.4 |
| Royaume-uni | 4.8 | 8.8 | 5.1 |
| Suisse | 0.8 | 2.8 | 2.6 |

Source : Nickell, Nunziata et Ochel(2005), p2

Ces dernières années, de nombreuses contributions se sont intéressées aux liens existant entre institutions du marché du travail et performances économiques. Ces travaux tentent de donner des fondements théoriques à la hausse du taux de chômage d'équilibre.

Par exemple, selon Bentolila, S. et Bertola, G. (1990) et Bertola (1990), l'importance des coûts de licenciement explique en partie la dynamique du chômage en Europe (voir également les travaux de Mortensen, D. et Pissarides, C. (1994), Millard (1996) et Cahuc, P. et Zylberberg, A. (1999) sur la protection de l'emploi). A l'origine, la législation sur la protection de l'emploi a été introduite pour rendre les procédures de licenciement plus complexes afin d'améliorer les conditions d'emploi des travailleurs. Cependant, cette protection accordée aux employés constitue également un coût pour les entreprises ce qui freine les décisions d'embauche des firmes. Dans ces conditions, une augmentation du coût financier à licencier peut réduire le taux de destruction des emplois, mais engendre également une réduction de la

TAB. 2 – Chômage de court et de long terme sur la période 1989-1994(%)

| Pays | Taux de chômage | Taux de court terme | Taux de long terme |
|-------------|-----------------|---------------------|--------------------|
| Allemagne | 5.4 | 3.2 | 2.2 |
| Belgique | 8.1 | 2.9 | 5.1 |
| Danemark | 10.8 | 7.9 | 3.0 |
| France | 10.4 | 6.5 | 3.9 |
| Italie | 8.2 | 2.9 | 5.3 |
| Royaume-uni | 8.9 | 5.5 | 3.4 |
| Suisse | 2.3 | 1.8 | 0.5 |

Source : Nickell et Layard (1999), p3033

création d'emplois. L'effet sur le taux de chômage est alors ambigu. Cependant, dans son étude fondatrice, Lazear (1990) a montré que la législation sur la protection de l'emploi a un effet positif sur le taux de chômage en Europe.

Le mode de négociations salariales peut également être un facteur explicatif du taux de chômage d'équilibre. Les différences entre pays en matière d'organisation des négociations collectives sont considérables. Les négociations peuvent en effet se dérouler au niveau des entreprises, au niveau des branches d'activité ou au niveau national. De nombreux articles montrent que le niveau de négociation possède un effet significatif sur le taux de chômage (voir Calmafors, L. et Driffil, J. (1988), Nickell (1997) et Flanagan (1999)). Empiriquement, toutes choses égales par ailleurs, le taux de chômage est plus important dans les pays où les négociations collectives se déroulent au niveau des branches. Par ailleurs, Blanchard, O. et Summers, L. (1986) et Lindbeck, A. et Snower, D. (1988) ont proposé des modèles dans lesquels certains travailleurs, les *outsiders*, sont exclus des négociations. Dans ces modèles, seuls les employés les mieux insérés sur le marché du travail, les *insiders*, participent aux négociations. Ces derniers font en sorte de préserver leur situation aux dépens des chômeurs. En effet, le comportement des *insiders* rend les salaires rigides à la baisse ce qui réduit la demande de travail.

Le fonctionnement de l'assurance chômage peut également affecter le taux de chômage d'équilibre. En effet, une assurance chômage généreuse accroît le salaire de réservation des chômeurs et réduit l'intensité de recherche ce qui diminue le taux de sortie du chômage. Par ailleurs, dans les modèles de négociations salariales, les allocations de chômage renforcent le pouvoir des chômeurs ce qui augmente les salaires et réduit la demande de travail. L'impact positif de l'assurance chômage sur le taux de chômage d'équilibre a été souligné dès 1931 par Rueff (1931). Plus récemment, Manning (1993), Marimon, R. et Zilibotti, F. (1999) et Ljungqvist, L. et Sargent, T. (1998) ont également montré que l'assurance chômage explique en partie l'aggravation du taux chômage d'équilibre. La générosité de l'assurance chômage dépend du ratio de remplacement, mais aussi de la durée de versement, de la durée de cotisation et du contrôle des chômeurs par l'agence pour l'emploi. De nombreux travaux empiriques entrepris afin d'identifier les effets de l'assurance chômage mettent en évidence un effet positif du ratio de remplacement et de la durée de versement (voir par exemple les travaux de Moffit (1985) et Meyer (1990) pour le cas américain et Prieto (2000) pour le cas français).

TAB. 3 – Régression du log du taux de chômage pour 20 pays de l'OCDE

| | Chômage total | Chômage de long terme | Chômage de court terme |
|------------------------------------|---------------|-----------------------|------------------------|
| Ratio de remplacement (%) | 0.013 (3.4) | 0.011 (1.3) | 0.013 (2.6) |
| Durée de versement des allocations | 0.100 (2.2) | 0.250 (2.7) | 0.045 (0.8) |
| Politiques actives pour l'emploi | -0.023 (3.3) | -0.039 (2.8) | -0.097 (1.2) |
| Taux de syndicalisation | 0.010 (2.3) | 0.010 (1.0) | 0.0031 (0.5) |
| Protection de l'emploi | | 0.052 (1.4) | -0.061 (2.8) |
| R^2 | 0.59 | 0.81 | 0.41 |

Source : Nickell et Layard (1999), p3033

Evidemment, il existe d'autres explications du taux de chômage d'équilibre parmi lesquelles la mobilité des travailleurs, les politiques en matière de formation ou encore les politiques actives du marché du travail. Aucune de ces explications n'est exclusive. Plusieurs travaux ont cherché à déterminer le rôle des différentes institutions du marché du travail sur le taux de chômage. On peut citer les contributions de Layard, R. et Nickell, S. (1999), Blanchard, O. et Wolfers, J. (2000) et Nickell, S., Nunziata, L., et Ochel, W. (2005). Selon Nickell, S., Nunziata, L., Ochel, W., et Quintini, G. (2002), l'assurance chômage explique une part significative de la montée du chômage en Europe. Ils affirment que :

"If we exclude Germany, where institutional changes explain nothing, changes in labour market institutions explain 63 per cent of the rise in unemployment in the remainder of Europe. So what proportions of this latter figure are contributed by the different types of institution? Changes in the benefit system are the most important, contributing 39 per cent. Increases in labour taxes generate 26 per cent, shifts in the union variables are responsible for 19 per cent and movements in employment protection law contribute 16 per cent."

Le tableau 3 présente quelques résultats concernant l'impact des institutions sur le taux de chômage. Le ratio de remplacement et la durée versement des indemnités ont un effet positif sur le taux de chômage de court et de long terme.

Les causes de l'imperfection de l'offre d'assurance contre les risques de chômage.

Le fonctionnement de l'assurance chômage influence le taux de chômage d'équilibre. Ce constat doit inciter les pouvoirs publics à mettre en place un système d'indemnisation conciliant au mieux besoin d'assurance des ménages et performances du marché du travail. Afin d'offrir cette assurance chômage optimale, il est nécessaire de prendre en considération les spécificités du risque de chômage. Le principe de l'assurance consiste à répartir les coûts associés à la réalisation d'un risque sur l'ensemble des assurés. De cette manière, comme le prévoit la loi des grands nombres, chaque individu supporte un risque plus faible. Cependant, il est rarement possible de couvrir parfaitement un risque. En effet, comme nous allons le voir dans cette section, les assureurs sont dans l'obligation d'offrir une couverture partielle *(i)* lorsque le risque est non diversifiable, *(ii)* s'il existe des phénomènes d'antisélection et *(iii)* en présence d'aléa moral.

Le chômage est-il un risque comme un autre ?

Traditionnellement, la littérature sur l'assurance considère que tous les risques ne sont pas assurables. Ainsi, pour Berliner (1982), un risque est assurable s'il respecte les critères suivants :

- L'aléa doit être véritable. Autrement dit, le risque ne doit pas encore s'être matérialisé.
- Les coûts associés au risque doivent être estimables pour permettre à l'assureur de collecter les fonds nécessaires à sa couverture.

- La loi des grands nombres doit pouvoir s'appliquer ce qui permet à l'assureur de diversifier son portefeuille en assurant des risques suffisamment indépendants.

D'après le dernier critère, un risque n'est assurable que dans la mesure où il est diversifiable. Autrement dit, l'assureur doit pouvoir prendre en charge de nombreux risques individuels non corrélés entre eux. De cette manière, la loi des grands nombres permet de réduire la variance du risque moyen du portefeuille. Si on retient ce critère, le chômage est-il susceptible d'être assuré comme un autre risque ? De toute évidence, le risque de chômage ne peut pas être considéré comme un risque parfaitement diversifiable. En effet, l'augmentation et la diminution du chômage dépendent des cycles économiques. Cela implique que les risques individuels de chômage sont très fortement corrélés entre eux. De plus, en cas de crise économique majeure, les primes versées *ex ante* aux assureurs pourraient s'avérer insuffisantes pour couvrir l'ensemble des risques. De prime abord, en se limitant uniquement à une analyse basée sur la notion de risques diversifiables, le risque de chômage apparaît clairement comme un risque non assurable par des mécanismes privés. On trouve ici une des justifications de l'existence d'un système public d'indemnisation du chômage.

Toutefois, le développement des marchés financiers et l'apparition de systèmes de réassurance au niveau international viennent nuancer cette conclusion. En effet, même s'il est impossible de réduire les risques de pertes financières associées au chômage par agrégation, les agents peuvent encore répartir leurs risques dans le temps. Concrètement, les individus ou les assureurs ont la possibilité de constituer des réserves financières pour couvrir des risques futurs. Cette approche revient à lisser dans le temps les effets d'un risque. De cette manière, une perte instantanée importante devient supportable lorsqu'elle est répartie sur plusieurs années. A ce titre, les développements récents des marchés financiers élargissent considérablement les possibilités de l'assurance privée et de l'auto-assurance. Ainsi, ces dernières années, des marchés financiers spéciaux ont été créés pour couvrir ce type de risque. Par ailleurs, dans de nombreux pays industrialisés, les compagnies d'assurance ont créé des fonds de réserve afin de couvrir les risques qui ne respectent pas la loi des grands nombres. Ainsi, il n'existe aucune raison de ne pas faire appel à des mécanismes privés pour se prémunir contre les risques de chômage. D'ailleurs, il existe déjà des assurances privées destinées aux emprunteurs.

L'utilisation de mécanismes privés soulève cependant un problème. Comme nous l'avons vu, l'accumulation intertemporelle et l'utilisation de nouveaux produits financiers permettent d'assurer des risques non diversifiables. Cependant, même dans ce cas, les agents économiques ont besoin de connaître la probabilité qu'un risque se matérialise afin de pouvoir calculer le montant des réserves nécessaires pour sa couverture. Il faut donc distinguer deux types de risques : ceux dont on connaît la probabilité de réalisation et ceux dont la probabilité est inconnue. Dans le cas du chômage, il est possible de connaître la probabilité qu'a un individu de perdre son emploi aujourd'hui, ainsi que la durée moyenne de cette période de chômage. Cependant, cette estimation n'est réaliste qu'à court terme. En effet, les prévisions concernant la situation du marché du travail dans une dizaine d'années sont peu fiables. Par conséquent, le calcul du montant d'un fonds de réserve n'est pas une chose aisée.

Il reste cependant une solution permettant de protéger les ménages contre un risque de chômage : la mutualisation *ex post* des risques. Dans ce cas, les employés indemnisent *ex post* les chômeurs. La connaissance des probabilités n'est alors pas nécessaire pour calculer le montant des primes. Concrètement, l'assureur peut rembourser ou réclamer le versement d'une prime *ex post* afin d'ajuster ses recettes à ses dépenses. Une seule condition est nécessaire pour que la mutualisation *ex post* soit efficace : L'organisme, privé ou public, chargé de mutualiser les risques doit être en mesure d'obliger les individus à respecter *ex post* leurs engagements pris *ex ante*.

Comme nous l'avons vu, le risque de chômage possède des propriétés spécifiques. Il est notamment non diversifiable. Il existe cependant des moyens permettant de contourner ce problème. Ainsi, un assureur (privé ou public) souhaitant offrir une assurance chômage peut avoir recours au report intertemporel du risque ou à la mutualisation *ex post*. Dans le premier cas, il s'agit de lisser à travers le temps les effets négatifs du chômage grâce à l'utilisation des marchés financiers. Dans le second cas, l'objectif est de refinancer la caisse d'assurance chômage *ex post* en exigeant le paiement d'une prime additionnelle.

L'aléa moral

L'asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré peut également limiter le degré de couverture de l'assurance chômage. L'aléa moral est une des formes d'asymétrie d'information. On parle d'aléa moral lorsque le comportement de l'assuré est non observable et plus généralement non contrôlable. Dans ce cas, le problème vient du fait que le risque couvert par l'assurance est en partie endogène. Autrement dit, le comportement de l'assuré peut contribuer à accroître le risque ou/et ses conséquences financières.

Dans le cas du chômage, un individu peut tenter d'abuser des indemnités. Ce risque peut être *ex ante* lorsqu'un employé quitte volontairement son emploi pour bénéficier des allocations ou bien *ex post* si un individu prolonge volontairement sa période de chômage. En effet, la théorie économique nous apprend que la probabilité de reprendre un emploi augmente lorsque les chômeurs recherchent activement un emploi et acceptent facilement les propositions d'embauche qu'ils reçoivent. De nombreuses études empiriques¹ ont mis en évidence un effet négatif du montant des indemnités sur la probabilité de sortir du chômage.

Afin de réduire les cas d'aléa moral, l'assureur doit inciter l'agent à adopter un comportement efficace. Pour cela, l'assureur peut introduire des obligations dans le contrat. Par exemple, dans le cas du chômage, un individu ne pourra bénéficier des allocations de chômage que si la perte d'emploi est involontaire. Ainsi, le risque d'aléa moral *ex ante* est supprimé puisque les employés quittant volontairement leur emploi ne sont pas indemnisés. De la même manière, l'assureur peut réduire les risques d'aléa moral *ex post* (i) en exigeant des chômeurs des preuves de leur recherche d'emploi et (ii) en les obligeant à accepter les emplois qui leur sont proposés. Cependant, ces mécanismes ne peuvent être mis en oeuvre que si le comportement des individus est parfaitement contrôlable. Dans le cas contraire, l'assureur peut décider de ne pas couvrir intégralement le risque. Une telle solution incite le chômeur à se comporter de manière plus efficace dans la mesure où il supporte une partie des pertes financières associées au chômage. Ainsi, les droits à l'assurance chômage dépendent généralement du temps pendant lequel l'assuré a cotisé. Ce mécanisme a pour but d'inciter les individus à rester le plus longtemps possible dans l'emploi. Par ailleurs, un individu rentrant au chômage ne reçoit pas immédiatement des indemnités. En effet, il existe souvent un délai de carence avant le début du versement des indemnités. Ces deux mécanismes permettent de réduire l'aléa moral *ex ante*. Afin de diminuer l'aléa moral *ex post*, la durée de versement des allocations de chômage est généralement limitée et le montant des indemnités chômage est inférieur au dernier salaire reçu par l'assuré. Ce type de mécanismes permet de réduire l'aléa moral en faisant supporter à l'assuré une partie des coûts générés par le chômage.

L'anti-sélection

Il existe une autre situation où l'asymétrie d'information entre assuré et assureur peut limiter l'offre d'assurance : c'est le cas de l'anti-sélection. On parle d'anti-sélection lorsque l'assuré a une meilleure information concernant le risque que l'assureur. Par exemple, les individus connaissent mieux que l'assureur (privé ou public) leur risque de licenciement, leur chance de retrouver un emploi et les conséquences du chômage sur leur niveau de vie. En effet, les employés disposent de plus d'informations que l'assureur au sujet de leur entreprise, de l'état du marché du travail dans leur secteur d'activité ou encore de leur capacité à faire face à une période de chômage grâce à leur épargne.

Dans le cas idéal où il n'y aurait pas d'asymétrie d'information, l'assureur pourrait indexer la prime du contrat d'assurance sur le risque réel encouru par chaque individu. En présence d'anti-sélection, l'assureur n'a pas d'autre choix que de demander la même cotisation à des individus dont le risque est pourtant différent. Par conséquent, les individus dont les risques sont faibles vont payer une cotisation trop élevée alors que ceux dont les risques sont importants vont payer une cotisation faible au regard de leurs pertes financières potentielles. Cela revient implicitement à faire subventionner les risques élevés par les risques faibles. Lorsqu'il existe une obligation de s'assurer en partie auprès d'un monopole public, un tel système impose des mécanismes de solidarité entre les différents types d'assurés. En revanche, dans le cas d'une

¹Voir par exemple Meyer (1990)

assurance librement choisie, l'anti-sélection fait fuir du marché les individus dont les risques sont les plus faibles. En effet, en présence d'anti-sélection, le montant des cotisations incite les risques faibles à ne pas s'assurer et attire les mauvais risques. Ce phénomène dégrade la qualité du portefeuille de l'assureur qui est alors dans l'obligation d'augmenter ses tarifs provoquant le départ d'autres assurés. Akerlof (1970) a montré qu'un tel cercle vicieux comprime alors la taille du marché. Dans le cas de l'assurance chômage, l'anti-sélection réduit l'offre d'assurance.

Plusieurs solutions existent afin de limiter les effets néfastes de l'anti-sélection. L'une d'elle consiste à rendre l'assurance obligatoire. C'est la solution généralement retenue dans le cas de l'assurance chômage. Par exemple, en France, tous les employés sont dans l'obligation de cotiser à l'assurance chômage publique. Ainsi, les employés dont les risques de chômage sont faibles doivent cotiser pour ceux dont les risques sont importants. Cette solution n'est cependant pas la plus efficace. En effet, en traitant de la même manière des risques de chômage différents, on prend le risque de fournir de mauvaises incitations aux individus. La littérature économique nous enseigne qu'il est préférable d'offrir plusieurs contrats d'assurance. On peut alors distinguer deux cas : celui où l'assureur dispose d'éléments observables et celui où il n'existe aucun moyen de différencier les individus. Dans le premier cas, le contrat dépend de caractéristiques observables. Par exemple, l'indemnisation du chômage peut dépendre de l'âge des individus. Cette différenciation permet de prendre en compte l'existence de risques différents selon le profil de l'assuré. Une telle approche permet d'offrir une indemnisation plus conforme aux risques réels de chaque individu. Dans le cas où les caractéristiques des assurés sont inobservables, la solution consiste à offrir plusieurs contrats différents. Chaque contrat est alors élaboré pour satisfaire les besoins d'une catégorie d'assurés. De cette manière, les assurés choisissent le contrat qui leur convient le mieux révélant ainsi la catégorie à laquelle ils appartiennent. Ainsi, pour le cas du risque de chômage, Hagedorn, M., Kaul, A., et Menzel, T. (2002) proposent un modèle dans lequel l'assureur offre deux contrats. Le premier contrat offre des indemnités fortement dégressives, mais élevées pendant les premiers mois de chômage. Le second contrat propose des allocations plus faibles, mais non dégressives. Dans un tel contexte, les individus possédant une probabilité élevée de reprendre un emploi choisissent le premier pour profiter d'indemnités élevées alors que ceux ayant un risque important de devenir chômeur de longue durée préfèrent le second contrat qui leur assure une protection à long terme. De cette manière, l'assureur peut différencier les deux types de chômeurs et proposer une tarification correspondant aux risques réels de chacun.

Offre d'assurance chômage et incitations à la reprise d'emploi

L'offre d'assurance chômage rend les chômeurs plus sélectifs à l'égard des propositions d'embauche et réduit l'effort de recherche. Il existe cependant des solutions permettant d'assurer une protection contre les risques de chômage tout en incitant à la reprise d'emploi.

Le renouveau théorique concernant l'assurance chômage datent du début des années 70. Mortensen (1977) propose un modèle prenant en compte la durée de versement et les conditions d'éligibilité. Les chômeurs reçoivent des offres de salaire tirées d'une distribution stationnaire connue de tous. Il montre alors que le salaire de réservation des chômeurs diminue à l'approche de la fin des droits à l'assurance chômage. Ainsi, le taux de sortie du chômage augmente au cours de la période de chômage. Par ailleurs, une augmentation du ratio de remplacement incite les chômeurs non éligibles à reprendre un emploi afin d'acquérir le statut d'employé éligible. Enfin, une assurance chômage plus généreuse a pour effet d'accroître le salaire de réservation ce qui allonge la durée moyenne du chômage. Comme nous le verrons dans le chapitre 1, ces résultats théoriques ont été confirmés par de nombreuses études empiriques.

Suite à ces travaux, Baily (1978), Flemming (1978) et Shavell, S. et Weiss, L. (1979) ont tenté de caractériser le profil optimal des allocations de chômage. Dans leur modèle, Shavell, S. et Weiss, L. (1979) supposent que la probabilité de sortir du chômage dépend de l'effort de recherche qui n'est pas observable par la caisse d'assurance chômage. L'objectif de cette caisse est de minimiser ses coûts sous la contrainte d'offrir aux chômeurs un niveau d'utilité intertemporelle fixé *ex-ante*. Sous ces conditions, Shavell, S. et Weiss, L. (1979) montrent que le ratio de remplacement doit décroître avec la durée de l'épisode de

chômage. Un tel mécanisme permet en effet d'inciter à la reprise d'emploi en réduisant l'utilité future des agents restant au chômage.

Ce modèle néglige le fait qu'un employé est également un contribuable. C'est l'extension que proposent Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en introduisant un nouvel instrument de politique économique : une taxe sur le retour à l'emploi. Le niveau de cette taxe dépend de la durée du dernier épisode de chômage. La caisse d'assurance chômage dispose alors de deux instruments pour encourager la reprise d'emploi tout en garantissant le niveau d'utilité fixé *ex-ante* : le ratio de remplacement et la taxe. Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) mettent en évidence que le contrat optimal d'assurance chômage est caractérisé par un ratio de remplacement dégressif et par une taxe croissante avec la durée du chômage. En fait, l'utilisation de la taxe permet à la caisse d'assurance chômage d'offrir un ratio de remplacement moins dégressif. En effet, le principal peut sanctionner les agents qui restent au chômage en réduisant leurs futurs revenus du travail. Par ailleurs, l'utilisation de ces deux instruments permet un meilleur lissage de la consommation à travers le temps.

Dans les travaux présentés ci-dessus, l'aléa moral ne concerne que l'effort de recherche des chômeurs. Wang, C. et Williamson, S.D. (1996) construisent un modèle dans lequel la probabilité de perdre son emploi dépend négativement de l'effort des employés. Ainsi, une hausse de l'effort des chômeurs accroît le taux de transition du chômage vers l'emploi et une hausse de l'effort des employés réduit le taux de transition de l'emploi vers le chômage. Cette nouvelle hypothèse modifie le profil d'indemnisation du chômage. En effet, afin d'inciter les individus à rester dans l'emploi, la caisse d'assurance chômage doit proposer un ratio de remplacement faible durant les premiers mois de chômage limitant la valeur du chômage de court terme, et par la même, les destructions d'emploi. Le profil d'indemnisation est donc caractérisé par des allocations faibles dans un premier temps, puis par une augmentation du ratio de remplacement et enfin par une dégressivité.

Plus récemment, Cahuc, P. et Lehmann, E. (2000) proposent un modèle avec un nombre d'emplois endogène et des négociations salariales. L'hypothèse centrale de ce modèle est que le salaire est négocié par les chômeurs de court terme. Ils mettent en évidence qu'une plus forte dégressivité des indemnités de chômage améliore le pouvoir des insiders ce qui a pour conséquence d'accroître le salaire à taux de taxe donné. Ce phénomène se traduit par une augmentation du chômage.

D'autres contributions se sont intéressées à l'assurance chômage en présence d'épargne de précaution. L'utilisation de l'épargne permet aux chômeurs de s'auto-assurer contre le risque de chômage. Cependant, à la différence de l'assurance chômage publique, l'auto-assurance est individuelle. Cela signifie que les individus restant au chômage perdent une partie de leur capital. Cette perte individuelle de patrimoine est de nature à réduire l'aléa moral. On peut alors chercher à déterminer les parts respectives que doivent occuper l'assurance chômage publique et l'auto-assurance. Ainsi, Hansen, G. D. et Imrohoroglu, A. (1992) proposent un modèle où les individus peuvent épargner. Dans ce modèle, les chômeurs reçoivent de manière exogène des offres d'emploi qu'ils peuvent accepter ou refuser. Hansen, G. D. et Imrohoroglu, A. (1992) obtiennent alors un ratio de remplacement optimal d'environ 35%. Ainsi, en présence d'épargne de précaution, le montant optimal des indemnités de chômage est peu élevé. Wang, C. et Williamson, S.D. (2002) utilisent également un modèle avec épargne de précaution afin d'étudier le profil optimal des allocations de chômage. Il apparaît que les allocations de chômage doivent dans un premier temps être décroissantes, puis croissantes pour les chômeurs de longue durée. Un tel profil permet d'utiliser l'épargne de précaution des chômeurs de courte durée et d'assurer un niveau correct de consommation aux chômeurs de longue durée qui ont épuisé leur stock d'actifs financiers.

Une autre manière d'inciter à la reprise d'emploi consiste à améliorer le suivi et le contrôle des chômeurs. La littérature sur le contrôle des chômeurs est récente. On peut citer les travaux de Abbring, J.H., Van Den Berg, G.J, et Van Ours, J.C. (2000), Boone, J., Fredrikson, P., Holmlund, B., et Van Ours, J (2001) et Lalive, R., Van Ours, J, et Zweimüller (2002). Dans ces contributions, les chômeurs perdent leurs droits à une indemnité lorsque leur effort de recherche est en-dessous d'un certain seuil ou bien avec une probabilité décroissante avec l'effort de recherche. Dans tous les cas, il apparaît qu'un contrôle plus

strict de l'effort de recherche permet d'améliorer le taux de sortie du chômage. Seuls Van den Berg, G.J. et Van der Klaauw, B. (2001) trouvent le résultat contraire. Dans leur article, les chômeurs disposent de deux technologies de recherche : une technologie formelle (l'agence pour l'emploi) et une technologie informelle. L'introduction du contrôle encourage alors les chômeurs à favoriser la technologie formelle bien que celle-ci soit moins efficace. Il en résulte une augmentation du taux de chômage. Cependant, ce résultat est critiquable dans la mesure où l'efficacité de la technologie formelle peut dépendre des contrôles effectués par la caisse d'assurance chômage.

Plan de la thèse

Cette thèse s'intéresse à l'offre optimale d'assurance chômage. La persistance du chômage a conduit de nombreux gouvernements européens à réformer en profondeur le fonctionnement de leur marché du travail. Parmi les réformes engagées, celle de l'assurance chômage est fondamentale. En effet, les effets négatifs de l'indemnisation du chômage sur les comportements de recherche d'emploi ne sont plus à démontrer. Cependant, l'assurance chômage est un facteur de développement économique et social. Elle protège les individus contre des fluctuations de leur revenu ce qui permet par ailleurs de mettre en place une plus grande flexibilité sur le marché du travail. La présence d'aléa moral et d'anti-sélection limite l'offre d'assurance. De plus, le risque de chômage possède des caractéristiques qui lui sont propre. En particulier, le chômage est un risque non diversifiable ce qui a exclu l'utilisation de mécanismes privés pendant longtemps. Cependant, le développement des marchés financiers change peu à peu la donne. C'est dans ce contexte que les pouvoirs publics doivent fixer les règles concernant l'offre d'assurance chômage. Comme nous l'avons vu, ces règles peuvent concerner le montant des allocations, la durée de versement des indemnités, les durées de cotisation, le contrôle et le suivi des chômeurs et les places respectives du secteur public et du secteur privé dans l'indemnisation du chômage.

Cette thèse s'articule autour de cinq chapitres qui s'intéressent tous à l'offre d'assurance chômage. Le premier chapitre se penche sur l'histoire de l'assurance chômage ainsi que sur les enseignements théoriques et empiriques de la littérature portant sur ce sujet. Les quatre autres chapitres s'intéressent à plusieurs autres aspects de l'offre d'assurance chômage.

Le chapitre 1 présente une synthèse des connaissances actuelles concernant l'assurance chômage. Dans un premier temps, nous proposons un historique de l'assurance chômage. Ce rapide tour d'horizon a pour but de mieux comprendre comment le système français d'indemnisation du chômage s'est mis en place. Par ailleurs, nous étudions plus en détail la dernière réforme du système d'assurance chômage : le Plan d'Aide de Retour à l'Emploi. Dans un second temps, nous comparons l'assurance chômage française à d'autres systèmes d'indemnisation. Cette comparaison internationale permet de mettre en relief les spécificités du système français. Une fois la description de l'assurance chômage terminée, nous nous interrogeons sur les conséquences de celle-ci en matière de reprise du travail. Nous proposons alors une synthèse des modèles canoniques de recherche d'emploi. Notre but ici n'est pas de décrire des modèles complexes. Nous nous limitons à la présentation des mécanismes de base. Nous nous intéressons en particulier aux effets du montant des indemnités, de la durée de versement et de l'éligibilité. Une fois les modèles théoriques présentés, nous passons en revue les principales contributions empiriques au débat sur l'assurance chômage.

Le second chapitre est consacré au contrat optimal d'assurance chômage dans le cadre d'un modèle dynamique principal-agent. Nous nous plaçons ici dans la lignée des travaux de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). La question à laquelle nous tentons de répondre est la suivante : quelles sont les caractéristiques du profil optimal d'assurance chômage en présence d'aléa moral ? Pour cela, nous supposons qu'un principal a l'obligation de fournir un niveau donné d'utilité intertemporelle à tous les nouveaux chômeurs. Il doit alors déterminer le profil d'indemnisation qui minimise ses coûts tout en offrant ce niveau d'utilité. Pour commencer, nous revenons sur le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en le calibrant sur données françaises. Le profil optimal d'indemnisation est alors caractérisé par un ratio de remplacement dégressif et une taxe sur les salaires croissante avec la durée du dernier épisode de chômage. Le modèle proposé par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) ne prend pas en compte

l'existence de minima sociaux dans les pays de l'OCDE. Par conséquent, nous présentons une extension de ce modèle en y introduisant des minima sociaux. Dans un tel contexte, le principal doit minimiser ses coûts (*i*) en offrant un niveau donné d'utilité à tous les nouveaux chômeurs et (*ii*) en garantissant un niveau donné d'utilité aux chômeurs de long terme. Nous obtenons alors un profil d'indemnisation sensiblement différent du premier. Cette approche considère les minima sociaux comme exogènes. On peut cependant considérer qu'il n'est pas toujours dans l'intérêt du principal de réduire les indemnités de chômage. En effet, un chômeur trop pauvre ne peut pas financer sa recherche d'emploi et peut compenser la désutilité causée par sa pauvreté par une réduction de son effort de recherche. Afin de prendre en compte ce phénomène, nous reconsidérons le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en utilisant des préférences additivement non séparables. Dans ces conditions, une réduction des indemnités de chômage accroît l'utilité marginale du loisir ce qui peut provoquer une baisse de l'effort de recherche. L'introduction de ce mécanisme permet de faire apparaître de manière endogène des minima sociaux dont le montant dépend notamment de l'aversion au risque des agents. Dans tous ces modèles, nous considérons que l'aléa moral porte sur l'effort de recherche des agents. Cependant, le taux de sortie du chômage dépend également du salaire de réservation. Pour terminer, nous présentons donc un modèle dans lequel les agents reçoivent avec une probabilité exogène des offres d'emploi tirées d'une distribution de salaires. Les chômeurs doivent alors décider s'ils refusent ou non une proposition. Pour améliorer le taux de sortie, le principal doit alors inciter les chômeurs à réduire leur salaire de réservation. Cependant, comme dans le modèle de Acemoglu, D. et Shimer, R. (2000), une assurance chômage généreuse accroît le salaire moyen dans l'économie ce qui améliore les rentrées fiscales du principal. Celui-ci doit donc réaliser un arbitrage entre inciter à la reprise d'emploi et financer la recherche d'un emploi mieux rémunéré. Par ailleurs, le mode de taxation (proportionnelle ou progressive) affecte la distribution des salaires nets ce qui n'est pas sans effet sur le salaire de réservation. Nous proposons donc d'analyser l'effet des différents modes de taxation sur le contrat optimal d'assurance chômage.

Le chapitre 3 diffère du chapitre 2 par la présence de deux types d'agents : les jeunes et les seniors. L'idée développée dans ce chapitre est simple. Le comportement de recherche des chômeurs dépend de leur horizon temporel. En effet, les chômeurs les plus jeunes savent qu'ils doivent rester sur le marché du travail pendant plusieurs années avant de pouvoir prendre leur retraite. Dans ces conditions, ils ont la possibilité de rentabiliser leur recherche d'emploi sur une période relativement longue. Par ailleurs, lorsque l'assurance chômage est dégressive, rester au chômage implique une baisse du revenu à long terme. En revanche, les chômeurs les plus proches de l'âge de départ en retraite anticipent que leur nouvel emploi prendra fin avec leur départ du marché du travail. Par conséquent, ils doivent rentabiliser leur effort de recherche sur une période d'emploi plus courte que celle des jeunes. De plus, la dégressivité des indemnités de chômage les affecte moins que les jeunes dans la mesure où ils peuvent devenir retraités avant de perdre leur droit à l'assurance chômage. Ainsi, l'horizon temporel des agents modifie leurs incitations à la reprise d'emploi. Il semble donc logique que le principal puisse proposer un contrat d'assurance pour chaque type d'agents. Nous reconsidérons donc le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en y introduisant le cycle de vie. Nous montrons alors qu'il est optimal d'offrir un contrat différent pour chaque type d'agents. Cette stratégie permet d'améliorer significativement le taux d'emploi des seniors. Cependant, le contrat d'assurance offert aux seniors doit être plus dégressif que celui des chômeurs jeunes. L'utilisation d'une taxe sur les salaires, qui augmente avec la durée du dernier épisode de chômage, ne modifie pas ce résultat. Nous proposons alors d'intégrer le système d'assurance chômage au système des retraites. Cela signifie que la pension de retraite diminue avec la durée passée au chômage. Cette intégration permet de rallonger l'horizon temporel des seniors ce qui améliore l'efficacité du contrat d'assurance chômage.

Le chapitre 4 propose une approche différente de celle des modèles dynamiques de type principal-agent. L'objectif de ce chapitre est d'analyser les effets des conditions d'éligibilité à l'assurance chômage lorsque les individus peuvent s'auto-assurer sur les marchés financiers. En effet, le développement de l'accès aux marchés financiers permet aux ménages de substituer l'auto-assurance à l'assurance chômage publique. L'introduction de mécanismes privés est un moyen de réduire les risques d'aléa moral dans la mesure où le prolongement d'une période de chômage implique une diminution du patrimoine financier des individus. Dans un tel contexte, les pouvoirs publics doivent fixer la limite entre ce qui est du ressort de l'assurance chômage publique et ce qui peut être laissé à la charge des ménages. Par conséquent, dans ce chapitre,

nous utilisons un modèle à agents hétérogènes afin de définir les caractéristiques du système d'assurance chômage qui maximise le bien-être des individus. Nous distinguons alors 2 types de chômeurs : les éligibles qui bénéficient de l'assurance chômage et les non éligibles. Ainsi, les individus n'ayant pas suffisamment cotisé et ceux ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage ne sont pas éligibles et reçoivent les minima sociaux. Nous disposons donc de quatre instruments de politique économique : le montant de l'assurance chômage, le montant des minima sociaux, la durée de versement de l'assurance chômage et la durée de cotisation permettant de devenir éligible. Nous montrons alors qu'en présence d'épargne, le système public de protection contre le chômage doit avant tout couvrir les chômeurs non éligibles qui sont généralement des chômeurs de longue durée ayant épuisé leur épargne de précaution.

Pour terminer, le chapitre 5 propose de s'intéresser aux mécanismes de contrôle et de sanctions envers les chômeurs. Ces dernières années ont vu le développement du suivi des chômeurs. Ainsi, en France, le Plan d'Aide de Retour à l'Emploi prévoit un meilleur contrôle de la recherche d'emploi en contrepartie d'une moindre dégressivité. Dans un premier temps, nous examinons deux types de contrôle : le contrôle des refus d'emploi et le contrôle de l'effort de recherche. Nous montrons que ces deux modalités de contrôle n'ont pas le même effet sur le taux de sortie du chômage. En effet, dans certains cas, le contrôle des refus d'emploi peut réduire le taux de sortie du chômage en incitant les chômeurs à réduire leur effort de recherche. Dans un second temps, nous utilisons un modèle à agents hétérogènes afin d'introduire la possibilité de s'auto-assurer. Les individus peuvent alors se constituer une épargne de précaution pour se protéger contre la perte d'un emploi, mais également contre un risque de sanction. L'épargne apparaît alors comme un moyen d'atténuer les effets financiers provoqués par une radiation de l'assurance chômage.

Chapitre 1

L'assurance chômage dans la littérature

1.1 Introduction

Ces dernières années, de nombreux débats ont concerné le fonctionnement et les effets sur le marché du travail des systèmes d'indemnisation du chômage. Les économistes et les décideurs publics se sont interrogés sur l'existence et l'ampleur d'éventuels effets désincitatifs et sur les manières d'y remédier. Ce chapitre a pour objectif de fournir une vue d'ensemble des éléments nécessaires à la compréhension des débats concernant l'assurance chômage. Il nous permettra notamment de positionner l'actuel système français d'indemnisation par rapport à son histoire, aux systèmes étrangers d'indemnisation et aux enseignements de la théorie économique.

La couverture des risques de chômage par les pouvoirs publics est un événement relativement récent. Le système français ne s'est véritablement développé qu'après la seconde guerre mondiale, mais c'est la montée du chômage durant les années 70 et 80 qui a poussé les pouvoirs publics à faire évoluer ce système. Deux logiques s'affrontent. La première consiste à offrir une bonne protection contre les risques de chômage faute de pouvoir proposer un emploi à tous. La seconde vise à inciter au retour à l'emploi en réduisant les prestations ou en les rendant dégressives. Cette dernière approche présente également l'avantage de réduire le déficit chronique des caisses d'assurance chômage. Ces dernières années, l'accent a été mis sur l'accompagnement individualisé des chômeurs. L'objectif est de favoriser le retour à l'emploi à l'aide d'un meilleur suivi des chômeurs plutôt que par une réduction des allocations. Le Plan D'Aide de Retour à l'Emploi, qui est rentré en vigueur en 2001, est l'illustration française de cette approche de l'assurance chômage.

Dans les autres pays de l'OCDE, les systèmes d'indemnisation du chômage ont connu les mêmes contraintes qu'en France. Cependant, les réponses apportées ont été différentes et on peut aujourd'hui observer des modèles différents d'indemnisation du chômage. Ainsi, les pays anglo-saxons ont clairement fait le choix de réduire la couverture publique des risques du chômage, alors que les pays du nord de l'Europe ont préféré développer l'accompagnement du chômage à l'aide d'une politique de formation continue et d'un renforcement des contrôles et des sanctions. Il apparaît que ces deux approches sont relativement équivalentes en termes de retour à l'emploi. En effet, en janvier 2005, le taux de chômage était de 4.7% au Royaume-Uni, 6.2% en Suède et 5.2% aux États-Unis. Ces résultats suggèrent qu'il existe de fortes interdépendances entre les différents instruments utilisés par les régimes d'assurance chômage.

Pour mieux appréhender les mécanismes à travers lesquels l'assurance chômage affecte le retour à l'emploi, nous présenterons les modèles théoriques de recherche d'emploi. Nous nous limiterons aux modèles canoniques afin de mettre en lumière les mécanismes de base. Enfin, nous confronterons les prévisions de ces modèles théoriques aux études empiriques. Ce chapitre s'organise donc de la manière suivante. La section 2 décrit l'évolution du système français d'indemnisation du chômage jusqu'à l'instauration du PARE et présente le fonctionnement de l'assurance chômage dans d'autres pays de l'OCDE. La section 3 est consacrée à la présentation des aspects théoriques de la recherche d'emploi. Enfin, la dernière section présente les résultats empiriques concernant l'impact de l'assurance chômage sur le marché du travail.

1.2 Les systèmes d'indemnisation du chômage

L'idée d'une protection financière contre les risques de chômage n'apparaît qu'à la fin du XIX^{ème} siècle. En France, les constituants de 1791 préfèrent proposer aux chômeurs un système de travail obligatoire qui ne sera définitivement aboli qu'en 1945. Au Royaume-Uni, la New Poor Law de 1834 instaure un système d'assistance dont les chômeurs valides sont exclus afin de favoriser le retour à l'emploi. La protection contre le chômage est alors limitée aux seules personnes inaptes au travail.

Cette situation change peu à peu dans la seconde moitié du XIX^{ème} siècle avec l'apparition d'assurances mutualistes privées. Le développement de ces mutuelles fait émerger l'idée d'un revenu de substitution non conditionné à un travail obligatoire. Cette assurance chômage, à l'origine privée, est reprise dans la première moitié du 20^{ème} siècle par l'État français qui généralise le soutien financier aux chômeurs.

Inspirée par les travaux de Lord Beveridge, cette évolution conduira en 1958 à la création du système d'assurance chômage actuel.

1.2.1 Les évolutions historiques de l'assurance chômage

Le premier système d'assurance chômage obligatoire apparaît au Royaume-Uni à la suite des travaux de Beveridge (1909). En 1911, le gouvernement britannique mettait en place des bureaux de placement ainsi qu'une assurance chômage publique obligatoire. Les bureaux de placement avaient pour mission de centraliser les offres d'emploi et de contrôler le comportement des chômeurs. Ils distinguaient notamment les chômeurs réguliers, qui avaient le droit à l'assurance, des individus ayant quitté volontairement leur emploi ou licenciés pour mauvaise conduite qui ne pouvaient prétendre à une indemnisation. Le versement des allocations de chômage était ainsi réservé aux chômeurs privés involontairement d'emploi et conditionné par une recherche active d'emploi et une inscription dans un bureau de placement. Les prestations étaient peu élevées et limitées dans le temps pour inciter à la reprise d'emploi. Par ailleurs, leur montant était forfaitaire. Le financement de ce système était assuré par des cotisations patronales et salariales. Enfin, lorsqu'un employeur s'engageait à offrir un emploi de longue durée, ses cotisations patronales faisaient l'objet d'une réduction.

En France, la naissance du système actuel d'assurance chômage remonte à 1958. La convention du 31 décembre 1958, signée par les syndicats (CFTC, CGC et CGT-FO) et le CNPF, instaure "le régime interprofessionnel d'allocations spéciales aux travailleurs sans emploi de l'industrie et du commerce". Une originalité du système d'assurance chômage français réside dans sa gestion paritaire. Selon ce principe, l'assurance chômage n'est pas gérée par l'État, mais par les représentants des salariés et des employeurs. C'est à eux que revient la mission d'organiser le fonctionnement et le financement de l'assurance chômage en s'appuyant sur les mécanismes de la négociation collective. L'État se contente d'agrèer les conventions passées entre syndicats salariés et organisations patronales afin que celles-ci aient force de loi pour l'ensemble des employés et employeurs du secteur privé.

Le régime paritaire est fondé sur une égale représentation des organisations patronales et des syndicats dans l'élaboration des conventions relatives à l'assurance chômage et dans la gestion des organismes chargés de leur application. Les institutions gestionnaires de l'assurance chômage, l'Unedic ¹, les Assedic ² et le Garp ³, sont des associations relevant de la loi du 1er juillet 1901. Les Assedic sont réparties sur l'ensemble du territoire et fédérées au niveau national par l'Unedic. Bien qu'elles soient régies par un statut d'organismes privés, elles remplissent une mission d'intérêt général en encaissant les cotisations des employeurs et des employés. Les fonds ainsi récoltés sont destinés d'une part à fournir une indemnisation aux salariés privés d'emploi et d'autre part à financer des mesures d'accompagnement des chômeurs (formations, contrôle de la recherche d'emploi, suivis personnalisés,...).

En 1958, seules les entreprises membres d'un syndicat professionnel étaient concernées par l'assurance chômage. Depuis, le régime d'assurance chômage obligatoire s'est élargi par étape à l'ensemble du secteur privé :

- 1959 : Intégration des branches de l'industrie et du commerce représentées par le CNPF.
- 1967 : Intégration de toutes les branches de l'industrie et du commerce.
- 1974-1977 : Intégration du régime agricole.
- 1979-1980 : Intégration des gens de maison et assistantes maternelles.

Dans le secteur public, les employés ne bénéficiant pas d'une garantie contre la perte de leur emploi sont indemnisés par leurs employeurs. Cependant, dans certains cas, les employeurs du secteur public ont la possibilité d'adhérer au régime d'assurance chômage ou de passer des accords avec le régime d'assurance chômage qui se charge alors de l'indemnisation des chômeurs. Les collectivités locales, les universités, les grandes écoles et les établissements publics à caractère scientifique ont ainsi la possibilité d'adhérer au

¹Union nationale interprofessionnelle pour l'emploi dans l'industrie et le commerce

²Association pour l'emploi dans l'industrie et le commerce

³Groupement des Assedic de la région parisienne

régime d'assurance chômage. A présent, le système de 1958 couvre l'ensemble des salariés du privé et cela sur tout le territoire français, y compris les départements d'outre-mer.

Aujourd'hui, les orientations du régime d'assurance chômage dépendent de diverses instances paritaires :

- La Commission Paritaire Nationale (CPN) est chargée des questions relatives à son règlement intérieur ainsi qu'à celui des commissions paritaires des institutions.
- Le Bureau de l'Assedic s'occupe de la répartition des moyens financiers réservés aux aides au reclassement.
- L'instance paritaire au plan local a pour mission d'analyser la situation de chaque bassin d'emploi et propose au bureau des formations et des organismes de formation.
- Le Groupe Paritaire National du Suivi (GPNS) contrôle la mise en place du Plan d'Aide de Retour à l'Emploi et se charge de l'attribution des moyens financiers réservés aux aides au reclassement.

Le régime d'assurance chômage est financé par les contributions des employés et des employeurs. Ces contributions sont prélevées à la source. En 2004, le taux de cotisation s'élevait à 6.4% dont 2.4% pour les salariés et 4.0% pour les employeurs. Par ailleurs, le montant des salaires soumis à contribution était plafonné à un montant correspondant à 8.5 fois le salaire minimum français.

Le système d'assurance chômage issu des accords de 1958 est resté en vigueur sans modification notable jusque dans les années 70. Après 1973, la montée ininterrompue du chômage a remis en cause ce système conçu pour une économie de plein emploi. Deux logiques se sont alors affrontées. La première consistait à améliorer les droits des chômeurs faute de pouvoir leur offrir un emploi. La création, en 1974, d'une allocation supplémentaire pour les licenciés économiques s'inscrit dans ce cadre. La seconde visait à maintenir l'équilibre budgétaire de l'assurance chômage. C'est cette logique qui l'a emporté dans la convention du 27 mars 1979. Cette réforme prévoyait notamment une limitation de la durée d'indemnisation et des conditions d'éligibilité plus sévères. La réduction des droits des chômeurs avait pour objectif premier de limiter l'accroissement des coûts lié à la montée du chômage.

Malgré les efforts consentis, l'accroissement du nombre de chômeurs au début des années 80 met à mal l'équilibre financier du nouveau système. Pour empêcher la faillite du régime paritaire, l'État octroie une subvention de 6 milliards de francs. Par ailleurs, l'Unedic est dans l'obligation d'emprunter et d'augmenter les prélèvements sur les salaires. En 1982, l'État exige des partenaires sociaux qu'ils prennent les mesures nécessaires afin de rétablir l'équilibre financier. L'hostilité des syndicats envers une réduction des droits des chômeurs et le refus du CNPF d'augmenter à nouveau les cotisations sur les salaires conduisent les négociations paritaires dans l'impasse. Pour la première fois depuis 1958, le gouvernement est dans l'obligation d'imposer aux partenaires sociaux une réforme de l'assurance chômage. Le décret du 24 novembre 1982 réduit les prestations, limite la durée de versement des indemnités et augmente le niveau des cotisations. De plus, il instaure un délai de carence entre la perte de l'emploi et le premier versement des indemnités. Enfin, à partir de 1982, les durées d'indemnisation sont liées à la durée de cotisation.

La convention du 24 février 1984 fait la distinction entre le régime d'assurance et le régime de solidarité. Ces deux systèmes ne fonctionnent plus en parallèle comme auparavant, mais alternativement. Le régime de solidarité se substitue au régime d'assurance lorsque les chômeurs deviennent inéligibles au régime d'assurance chômage. Dans le cadre de cette convention, l'assurance chômage de l'Unedic verse des indemnités aux chômeurs en fonction des droits acquis à l'aide des cotisations des employés et des employeurs. Une fois ces droits épuisés, le régime de solidarité financé par l'État prend le relais pour assurer un revenu aux chômeurs non indemnisés. Deux nouvelles prestations ont été créées à cette fin : l'Allocation d'Insertion (AI) qui prend en charge les nouveaux chômeurs n'ayant pas suffisamment cotisé (salariés expatriés, réfugiés, victimes d'accident du travail et anciens détenus) et l'Allocation Spécifique de Solidarité (ASS) réservée aux chômeurs ayant épuisé leur droit à l'assurance chômage.

De 1984 à 1992, un chômeur indemnisé bénéficie de l'Allocation de Base qui représente de 57% à 75% du salaire brut du chômeur. Les droits de chaque chômeur dépendent de l'âge et de la durée de cotisation au régime d'assurance chômage. La durée de versement de l'Allocation de Base est comprise entre 3 et

27 mois. Au terme de cette période, le chômeur perçoit une Allocation de Fin de Droits (AFD) pendant au plus 18 mois. Une fois ces droits épuisés, le chômeur sort du régime d'assurance chômage et est pris en charge par l'Allocation Spécifique de Solidarité.

L'accord du 18 juillet 1992, confirmé par la convention du 1er janvier 1993, réforme radicalement le régime d'assurance chômage français. L'Allocation de Base et l'Allocation de Fin de Droits sont supprimées et remplacées par l'Allocation Unique Dégressive. L'allocation de départ est égale à 40.4% du salaire de référence plus une partie fixe. Cette allocation ne peut excéder 75% du salaire de référence et ne peut être inférieure à 57.4%. Dans un premier temps, le chômeur bénéficie du taux plein pendant une période allant de 4 à 27 mois selon son âge. Puis, l'allocation devient dégressive et diminue de 8%, 15%, 17% ou 25% tous les quatre mois. Cette dégressivité cesse lorsque le chômeur atteint la durée maximale des droits ou le niveau plancher de l'indemnisation. Par ailleurs, l'AUD durcit les conditions d'éligibilité à l'assurance chômage. En fait, l'Unedic définit 8 filières d'indemnisation en fonction de l'âge et de la durée d'indemnisation. A chaque filière correspond un profil d'indemnisation particulier. Par exemple, les personnes de moins de 50 ans ayant cotisé 14 mois au cours des 24 derniers mois appartiennent à la filière 5 et ont le droit à 30 mois d'indemnisation dont 9 à taux plein. Avant le passage à l'AUD, 12 mois de cotisations étaient exigés pour bénéficier de 30 mois d'indemnisation dont 14 en Allocation de Base (voir la tableau 1.1).

La mise en place d'un système dégressif avait pour but d'encourager la reprise rapide d'emploi. Selon la théorie de la recherche d'emploi, l'anticipation de la perte de revenus encourage les chômeurs d'une part à accroître leur effort de recherche et d'autre part à accepter plus facilement une offre d'emploi. Un autre objectif de cette réforme consistait à éviter un déséquilibre financier du système d'assurance chômage. Cet objectif fut atteint temporairement au prix d'une dégradation des conditions d'indemnisation. En effet, le renforcement des conditions d'éligibilité, la réduction de la durée de versement des indemnités et l'instauration de la dégressivité se sont traduits par une réduction du taux de couverture de l'assurance chômage. En 2000, seuls 56% des chômeurs étaient indemnisés dont 43.9% au titre du régime d'assurance chômage et 12% au titre de la solidarité (Pommier, P. et Cohen-Solal, M. (2001)). Cette baisse continue du taux de couverture durant les années 90 a fait du RMI une nouvelle forme d'indemnisation du chômage.

TAB. 1.1 – Durée des droits au régime d'assurance et répartition des entrées.

| Filière | Durée d'affiliation minimale | Durée maximale des droits | Durée à taux plein | Durée à taux dégressif | Répartition des entrées en 1999 (en%) |
|---------|--|---------------------------|--------------------|------------------------|---------------------------------------|
| 1 | 4 mois au cours des 8 derniers | 4 | 4 | 0 | 13.0 |
| 2 | 6 mois au cours des 12 derniers 8 mois au cours des 12 derniers | 7 | 4 | 3 | 12.1 |
| 3 | <i>moins de 50 ans</i> | 15 | 4 | 11 | 19.0 |
| 4 | <i>50 ans et plus</i> | 21 | 7 | 14 | 1.2 |
| 5 | 14 mois au cours des 24 derniers <i>moins de 50 ans</i> | 30 | 9 | 21 | 46.9 |
| 6 | <i>50 ans et plus</i> 27 mois au cours des 36 derniers | 45 | 15 | 30 | 2.4 |
| 7 | <i>50 ans à 54 ans</i> | 45 | 20 | 25 | 2.8 |
| 8 | <i>55 ans et plus</i> | 60 | 27 | 33 | 2.4 |

Source : UNEDIC

1.2.2 Le Plan d'Aide de Retour à l'Emploi

La convention du 1er Janvier 2001, reconduite le 1er janvier 2004, instaure des Plans d'Aide de Retour à l'Emploi. Financièrement, cette réforme se traduit pour les chômeurs par la disparition de l'Allocation Unique Dégressive (AUD). Celle-ci est remplacée par l'Allocation de Retour à l'Emploi (ARE) qui est non dégressive et dont les conditions d'éligibilité sont moins restrictives. Ainsi, pour être éligible à l'assurance chômage, il est nécessaire d'avoir travaillé au moins 4 mois durant les 18 derniers mois. Auparavant, la

durée de cotisation minimale était de 4 mois durant les 8 derniers mois. Le PARE est sans aucun doute plus généreux que l'ancien système ce qui a eu pour conséquence d'accroître le nombre de chômeurs indemnisés. Si le PARE est financièrement plus avantageux pour les chômeurs, c'est qu'il parie avant tout sur le développement des politiques d'activation pour favoriser la reprise d'emploi.

L'instauration de l'Allocation de Retour à l'emploi s'est accompagnée de la mise en place d'un dispositif d'accompagnement des chômeurs. Dans le cadre du "Programme d'action personnalisée pour un nouveau départ", chaque chômeur élabore un Projet d'Action Personnalisée (PAP) avec l'ANPE. Ce projet détermine :

- Les types d'emplois correspondant à la qualification et aux compétences du chômeur. La convention insiste sur le point que ces emplois doivent être rémunérés au salaire pratiqué dans la profession et dans la région.
- Les possibilités de reconversion pour le chômeur.
- Les formations à entreprendre pour faciliter un retour rapide à l'emploi. Les articles 14 et 15 de la convention prévoient que la priorité doit être donnée aux formations en entreprise.

Le PAP permet ainsi au chômeur de faire un bilan de ses compétences et de fixer le type d'emploi qu'il s'engage à rechercher en fonction de ses qualifications. Par ailleurs, il doit s'engager "*à rechercher de manière active et permanente un emploi*" et a l'obligation de se présenter aux convocations régulières de l'ANPE afin de faire le point sur sa recherche d'emploi. Le respect de ces obligations donne droit à l'Allocation de Retour à l'Emploi. Le PAP offre une série de mesures de reclassement et d'aides. Avant la mise en place du PARE, ces mesures n'étaient réservées qu'à une minorité des chômeurs indemnisés. En 1999, seuls 20% des chômeurs indemnisés ont eu accès à l'une des aides à l'emploi suivantes : Allocation de remplacement pour l'emploi, Allocation de formation de reclassement, Convention de conversion et Convention de coopération. Les partenaires sociaux ont souhaité étendre ces mesures à l'ensemble des chômeurs.

L'article 17 de la convention du 1er janvier 2001 prévoit la possibilité d'un bilan de compétences approfondi après les six premiers mois de chômage. En 2002, l'ANPE a proposé 135 000 bilans de compétences approfondis pour un coût de 103 millions d'euros. Puis, au bout de 12 mois de recherche infructueuse, l'ANPE propose une subvention à l'embauche appelée aide dégressive à l'employeur. Cette aide a une durée de un à trois ans. Elle représente :

- 40% du salaire pendant le 1er tiers de la durée du contrat passé entre l'employeur et l'Unedic.
- 30% pendant le second tiers de la durée du contrat.
- 20% pendant le dernier tiers de la durée du contrat.

Il n'existe aucune contrainte concernant les emplois éligibles à cette aide. Il peut s'agir d'un contrat en CDD ou en CDI, dans le secteur privé ou dans le secteur public. Cette mesure s'inscrit dans la lutte contre le chômage de longue durée qui est une des caractéristiques du chômage français. Elle repose sur le principe que la probabilité de recevoir une proposition d'emploi diminue avec la durée du chômage. Ce mécanisme doit alors permettre de lutter contre la stigmatisation des chômeurs de longue durée afin d'éviter une exclusion durable de l'emploi.

Le PARE instaure également des aides à la mobilité géographique. Elles couvrent une partie des frais consécutifs à un changement de résidence (frais de transport, déménagement,...). L'attribution d'une aide est du ressort des Assedics. Cependant, pour bénéficier de cette subvention, il est nécessaire que la distance séparant le lieu de résidence et le lieu de travail soit supérieure à 100 km aller et retour. L'aide à la mobilité géographique ne peut excéder 1829.38 euros. Ce dispositif doit favoriser une plus grande mobilité des chômeurs en permettant l'acceptation des emplois éloignés du domicile de résidence.

La convention du 1er janvier 2001 offre une large place aux mesures d'aides à la formation. L'Unedic devient un acteur majeur de l'offre de formations aux côtés de l'État et des régions avec un budget d'environ 500 millions d'euros. Elle doit financer certains organismes de formation répondant aux besoins du marché du travail. L'Unedic a élaboré trois dispositifs de formation dans le cadre du PAP. Ils sont réservés aux bénéficiaires de l'ARE. Ces trois dispositifs sont :

- Les Actions de formation préalables à l'embauche (AFPE).

Selon l'article 10 de la convention ANPE/Unedic, il s'agit d'une aide versée directement à l'entreprise "lorsqu'une offre d'emploi ne peut être satisfaite par un demandeur d'emploi qu'après accomplissement d'une action de formation procurant la qualification ou la compétence requise". La formation, qui ne peut excéder six mois, est élaborée par l'entreprise. L'Assedic prend en charge le coût de la formation dans la limite de 7.60 euros par heure de formation.

- Les stages sélectionnés par homologation.

Il s'agit de stages financés en partie par l'État, les régions ou les collectivités locales. Ces stages sont homologués par les Assedic, ce qui donne droit à une prise en charge des frais de formation pour les chômeurs indemnisés par le régime d'assurance.

- Les stages sélectionnés par concours financiers.

Il s'agit dans ce cas d'apporter une aide financière aux organismes de formation. Dans le cadre de ce programme, le bureau de l'Assedic lance un appel d'offres et finance des formations répondant aux besoins locaux de formation.

Sur la période 2001-2003, 75.3% du budget des aides à la formation étaient consacrés aux formations homologuées, 18.4% aux formations sélectionnées par concours financiers et 6.2% aux AFPE. Selon l'Unedic le taux de retour à l'emploi des individus ayant bénéficié d'une de ces formations est deux fois supérieur au taux moyen constaté. Ces formations sont ouvertes à tous les chômeurs dépendant du régime d'assurance chômage. Cela reflète la volonté de l'Unedic de se placer dans une logique d'adéquation de l'offre et de la demande de travail. Ainsi, l'Unedic n'est plus seulement l'organisme chargé d'indemniser les chômeurs. Elle intervient de plus en plus dans les politiques actives de l'emploi en collaboration avec l'ANPE.

L'ANPE propose également une offre de services aux chômeurs indemnisés. Elle est composée de quatre types de mesures visant à favoriser le retour à l'emploi :

- Les services en libre accès.

Ce service est proposé aux chômeurs autonomes. Dans ce cas, ils disposent des offres d'emploi et de formation, de la presse professionnelle et d'un accès à divers outils (Internet, ordinateur, téléphone,...).

- Les services d'appui individualisé.

Ces services ont pour objet de répondre aux besoins spécifiques des demandeurs d'emploi. Ils comprennent les stages d'évaluation des compétences professionnelles, de rédaction de CV ou de lettres de motivation et les préparations aux entretiens d'embauche.

- L'accompagnement renforcé.

L'accompagnement renforcé est destiné aux chômeurs rencontrant des difficultés dans leur recherche d'emploi. Un conseiller de l'ANPE les soutient personnellement dans leur recherche. Pendant trois mois, le conseiller et le demandeur d'emploi se rencontrent régulièrement afin de définir les actions à entreprendre pour retrouver un emploi.

- L'accompagnement social.

Ce service de l'ANPE vise à lutter contre les difficultés sociales constituant une barrière à la reprise d'emploi. Cette aide concerne notamment les chômeurs rencontrant des problèmes de santé ou de logement.

L'ensemble de ces services offerts par l'Unedic et l'ANPE doivent faciliter le retour à l'emploi. Pour réduire la durée moyenne du chômage, le PARE s'appuie sur ces mesures d'accompagnement et de formation plutôt que sur des mesures financières d'incitation à la reprise d'emploi. Ainsi, avec la convention du 1er janvier 2001, l'allocation chômage devient non dégressive. Un chômeur indemnisé bénéficie d'une allocation comprise entre 57.4% et 75% du salaire de référence. La durée de versement de l'Allocation de Retour à l'Emploi est comprise entre 4 et 30 mois (voire 60 mois pour les plus de 55 ans) selon l'âge et la durée de cotisation.

Du 1er Juillet 2001 au 30 Avril 2003, 4 712 000 Plans d'Aide de Retour à l'Emploi ont été signés. Sur l'ensemble des Projets d'Action Personnalisée, 46.4% ont eu recours au libre service, 42.4% aux services d'appui individualisés, 10.6% à l'accompagnement renforcé et 0.6% à l'accompagnement social.

Pour faciliter les démarches administratives des chômeurs, un guichet unique a été mis en place pour toutes les questions relatives à l'indemnisation du chômage. Quel que soit le type d'indemnisation

qu'il perçoit (Allocation de Retour à l'emploi, ASS, Allocation d'Insertion), le chômeur n'a affaire qu'à l'Assedic.

TAB. 1.2 – Durée d'indemnisation dans le PARE

| Durée d'activité | Durée d'indemnisation |
|--|---|
| 4 mois au cours des 18 derniers mois | 4 mois |
| 6 mois au cours des 12 derniers mois | 7 mois |
| 8 mois au cours des 12 derniers mois | 15 mois pour les moins de 50 ans 21 mois pour les plus de 50 ans |
| 14 mois au cours des 24 derniers mois | 30 mois pour les moins de 50 ans 45 mois pour les plus de 50 ans |
| 27 mois au cours des 36 derniers mois et 100 trimestres d'assurance vieillesse | 60 mois pour les plus de 55 ans |

Source : Unedic

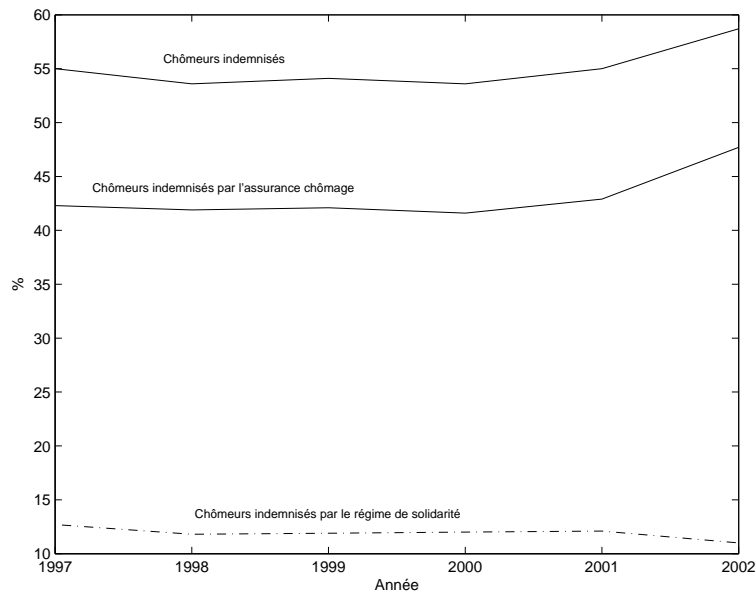
Le PARE est financièrement plus avantageux que l'ancienne AUD. En contrepartie, le chômeur s'engage à rechercher activement un emploi et si cela s'avère nécessaire à suivre une formation qualifiante. Par ailleurs, un système de contrôle et des sanctions sont prévus. Si le chômeur ne respecte pas les engagements pris dans le cadre du PARE, l'Assedic peut faire appel à la Direction Départementale du Travail, de l'Emploi et de la Formation Professionnelle (DDTEFP). La DDTEFP, sur délégation du préfet, peut alors sanctionner le chômeur. La sanction consiste en une exclusion temporaire ou définitive du régime d'assurance chômage. Une sanction peut intervenir lorsque :

- L'allocataire refuse de participer à une formation prévue dans le cadre du PARE.
- L'allocataire refuse de répondre à une convocation de l'ANPE ou à une visite médicale.
- L'allocataire ne peut prouver la réalité de sa recherche, c'est à dire lorsqu'il n'entreprend pas de façon permanente les démarches nécessaires en vue de son insertion professionnelle (art. R. 351-27 et R. 351-28 CT).
- L'allocataire a fait des déclarations mensongères afin d'obtenir des allocations indues.
- L'allocataire refuse, sans motif légitime, une offre d'emploi convenable. Les articles L.351-17 et R.351-28 du code de travail définissent un emploi convenable comme "tout emploi, quelle que soit la durée du contrat de travail offert, compatible avec la spécialité ou la formation antérieure de l'intéressé, avec ses possibilités de mobilité géographique compte tenu de sa situation personnelle et familiale, et rétribué à un taux de salaire normalement pratiqué dans la profession et la région".

1.2.3 Les chômeurs indemnisés

Les différentes réformes du système d'indemnisation du chômage qui se sont succédées ont eu des conséquences sur le nombre de chômeurs indemnisés. En 2000, 2151000 personnes recevaient une indemnité chômage, 1.7 millions dépendaient du régime d'assurance chômage géré par les partenaires sociaux et 450 000 étaient couverts par le régime de solidarité financé par l'Etat. Au total, 54.1% des chômeurs recevaient une allocation au titre de la perte d'emploi.

FIG. 1.1 – Pourcentage de chômeurs indemnisés



La figure 1.1 présente l'évolution du pourcentage de chômeurs indemnisés en France de 1997 à 2002. On observe une légère augmentation du nombre d'individus bénéficiant de l'assurance chômage après l'année 2000. Deux facteurs expliquent cette évolution. En premier lieu, après plusieurs années de baisse du chômage, la dégradation de la conjoncture économique à partir de l'année 2000 a favorisé l'entrée au chômage d'individus comptabilisant de nombreuses périodes de cotisation et ayant le droit à de longues périodes d'indemnisation. En second lieu, l'entrée en vigueur du Plan d'Aide de Retour à l'Emploi à partir du premier juillet 2001 a mis fin au principe de la dégressivité. Les chômeurs ont ainsi pu bénéficier de période d'indemnisation plus longue. Cependant, fin 2001, 52.3% des individus inscrits à l'ANPE n'étaient pas indemnisés au titre de l'assurance chômage. Les individus ne sont pas indemnisés pour les raisons suivantes⁴ :

1. Ils n'ont pas retourné leur demande d'allocation (6.2%)
2. Ils ont vu leur dossier classé sans suite (0.4%).
3. Ils sont en attente d'indemnisation pour carence ou différé d'indemnisation (8.2%).
4. Ils ont épuisé leurs droits à l'assurance chômage (8.9%).
5. Ils sont en interruption d'indemnisation notamment pour cause d'activité réduite (11.3%).
6. Ils ont reçu une notification de rejet (65%).

48.8% des individus ayant vu leur dossier rejeté avaient moins de 30 ans et ne possédaient pas une durée d'activité suffisante pour être éligible à l'assurance chômage. Le tableau 1.3 donne la répartition par âge des chômeurs indemnisés fin 2001. Il apparaît que 56.1% des moins de 25 ans ne sont pas indemnisés alors que 80.3% des plus de 50 ans le sont. Ceci résulte de la réglementation plus généreuse à l'égard des seniors et du fonctionnement du marché du travail français, où l'insertion des jeunes se fait à travers des contrats de courte durée qui ne permettent pas d'acquérir une durée de cotisation suffisante pour ouvrir des droits à l'assurance chômage.

⁴Une partie des individus dont le motif de non indemnisation est inconnu est exclue de cette liste.

TAB. 1.3 – Répartition par âge des chômeurs indemnisés fin 2001

| | Indemnisés | Non indemnisés | Total |
|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| Les moins de 25 ans | 283550 (43.9%) | 362623 (56.1%) | 646173 (100%) |
| De 25 à 49 ans | 1325122 (56.9%) | 1003271 (43.1%) | 2328393 (100%) |
| Les plus de 50 ans | 731729 (80.3%) | 178953 (19.7%) | 910682 (100%) |
| Total | 2340400 (60.2%) | 1544847 (39.8%) | 3885247 (100%) |

Source : UNEDIC - Le chômage indemnisé comptabilise l'assurance chômage et l'ASS

En 2001, l'allocation moyenne que percevaient les chômeurs indemnisés s'élevait à 795 euros. Cependant, il existait de fortes disparités en raison des différents itinéraires sur le marché du travail. En particulier, les chômeurs qui occupaient auparavant un temps plein recevaient une allocation moyenne de 900 euros alors que celle des individus indemnisés sur la base d'un temps partiel était de 497 euros. En 2001, le taux de remplacement brut moyen s'élevait à 56.4%. Dans la mesure où les cotisations sociales sont plus importantes pour les employés que pour les chômeurs, cela correspondait à un ratio de remplacement net moyen de 68%. Le montant des indemnités dépend également de la durée passée au chômage. Avant la mise en place du PARE en Juillet 2001, 50% des allocataires étaient dans la partie dégressive du profil d'indemnisation. Les jeunes étaient les plus touchés par la dégressivité. En effet, en tant qu'entrants sur le marché du travail, ils ne comptabilisent pas suffisamment de mois de cotisation pour avoir le droit à une longue durée d'indemnisation à taux plein. En revanche, les plus de 50 ans ont fréquemment accès aux filières d'indemnisation longues. Depuis l'instauration du PARE, l'effet de la dégressivité s'est atténué. En effet, le PARE supprime la période d'indemnisation à taux dégressif au profit d'une indemnisation constante. Cependant, la durée d'indemnisation reste limitée dans le temps et les chômeurs en fin de droits subissent une perte significative de revenu. Fin 2001, l'Allocation de Solidarité Spécifique était de 401 euros et le montant du RMI pour une personne seule était d'environ 405 euros par mois. Ainsi, pour les individus en fin de droits, le ratio de remplacement brut s'élevait à 36% alors que le taux de remplacement net était de 45%.

1.2.4 Comparaison internationale des systèmes d'indemnisation

En 2000, l'indemnisation du chômage concernait essentiellement les pays industrialisés. Selon un rapport de la banque mondiale (Tzannatos, Z. et Roddis, S. (1998)), seuls 40 pays possédaient un système d'assurance chômage en 1987. Parmi ces 40 pays, 22 étaient membres de l'OCDE. Plus récemment, le rapport sur le travail dans le monde de l'OIT (2000) indique que seul un quart des chômeurs recensés dans le monde bénéficie d'une indemnisation du chômage. En Europe, seuls deux pays, Andorre et Saint Marin, ne possèdent pas de système d'assurance chômage. Il existe cependant d'importantes différences d'un pays à l'autre. L'Allemagne, la Belgique, le Danemark, la France et les Pays-Bas figurent parmi les pays les plus généreux. Dans ces pays, le ratio de remplacement est supérieur à 60% et il existe un système d'assistance chômage réservé aux individus ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage. Au Royaume-Uni et en Irlande, le niveau des prestations est plus faible et la durée de leur versement plus courte. Au-delà des effets incitatifs, un tel système réduit mécaniquement la proportion de chômeurs indemnisés dans ce groupe de pays.

Les systèmes d'indemnisation de l'Australie, du Canada, des États-Unis, du Japon et de la Nouvelle-Zélande sont comparables au système britannique. Au cours des années quatre-vingt-dix, ces pays ont réduit le montant et la durée de versement des indemnités chômage afin de rétablir les équilibres financiers et d'encourager la recherche d'emploi. Dans les pays d'Amérique Latine, le montant des prestations est généralement faible et forfaitaire. En Amérique du sud, l'indemnisation du chômage est un phénomène récent et la couverture de l'assurance chômage reste encore très limitée. En Asie, seules la Chine, la Mongolie, la République de Corée et Hong-Kong disposent d'un régime d'indemnisation du chômage. Cependant, le montant des indemnités de chômage offert par ces pays est faible, à l'exception de Hong-Kong

qui a peu à peu développé un régime comparable à celui des pays occidentaux.

La montée du chômage dans les pays d'Europe continentale et la libéralisation des échanges internationaux ont obligé de nombreux pays à réformer leur système d'assurance chômage afin d'améliorer le fonctionnement de leur marché du travail et de réduire leurs charges financières. Il n'en reste pas moins que les systèmes d'indemnisation du chômage diffèrent d'un pays à l'autre. Les différences peuvent porter sur le niveau du ratio de remplacement, les conditions d'éligibilité, la durée de versement, l'existence d'un système d'assistance chômage ou le suivi des chômeurs.

Niveau des indemnités de chômage

Le niveau des indemnités chômage est un bon indicateur de la générosité d'un système d'assurance chômage. En Europe, le ratio de remplacement moyen des systèmes d'assurance chômage, c'est à dire le rapport entre le montant de l'allocation et le salaire de référence, est compris entre 40 et 85%. Le calcul du salaire de référence varie d'un pays à l'autre. Dans la plupart des cas, le salaire de référence correspond au salaire moyen perçu par le travailleur durant la période d'emploi qui a précédé le licenciement. Ce n'est pas le cas aux Pays-Bas où le salaire de référence est égal au dernier salaire perçu. Le ratio de remplacement est également influencé par d'autres caractéristiques telles que l'âge ou les charges familiales. Au Royaume-Uni, la Jobseeker's Allowance (allocation de demandeur d'emploi) peut être attribuée en fonction de la durée et du montant de cotisation (JSA(C)) ou en fonction de la situation familiale (JSA(IB)). La Contribution-based Jobseeker's Allowance (JSA(C)) est basée sur la durée de cotisation et est versée pour une durée de 6 mois au plus. Le montant de l'allocation est forfaitaire et dépend de l'âge du chômeur. Il est par ailleurs possible de cumuler la JSA(C) avec les revenus d'une activité à temps partiel (moins de 16 heures par semaine). Les chômeurs dont les charges familiales sont élevées peuvent bénéficier de l'Income-based Jobseeker's Allowance (JSB(IB)). Cette allocation est plus importante que la JSA(C) pour les individus ayant des enfants. Par ailleurs, elle est versée pendant une durée illimitée et peut être accompagnée d'autres aides (par exemple : une aide pour le remboursement des taux d'intérêt relatifs à des emprunts immobiliers ou une pension de retraite professionnelle ou personnelle). En Allemagne et en Belgique, le ratio de remplacement augmente avec le nombre d'enfants à charge. Le ratio de remplacement varie d'un pays à l'autre. En Italie et en Belgique, celui-ci peut descendre jusqu'à 40% alors qu'en Suède il peut monter jusqu'à 90%. Cependant, les ratios de remplacement les plus bas s'appliquent aux salaires de référence les plus élevés. En général, le ratio de remplacement est une fonction décroissante du salaire de référence. C'est le cas en France où les allocations sont au minimum de 760.72 euros, soit 75% du salaire minimum, et au maximum de 5045 euros pour un salaire de référence plafond de 9904 euros, soit un ratio de remplacement de 57.4%. Ainsi, la plupart des pays imposent un montant minimal et un montant maximal pour les indemnités. La France, l'Allemagne et le Luxembourg figurent parmi les pays les plus généreux. En revanche, au Royaume-Uni l'indemnité de chômage ne peut dépasser 362.21 euros. Le montant des allocations est présenté dans les tableaux 1.4 et 1.5.

Conditions d'affiliation et durée de versement

Un chômeur ne bénéficie pas automatiquement d'une indemnité de chômage. Il doit pour cela respecter certaines conditions d'éligibilité dont le but est soit d'inciter à la reprise d'emploi, soit de réduire les dépenses des régimes d'assurance chômage. Il existe de nombreuses conditions d'éligibilité que l'on retrouve dans la plupart des pays. Ces conditions sont les suivantes :

1. Ne pas être au chômage suite à une démission.
2. Avoir travaillé pendant un nombre suffisant de mois avant la perte de son emploi.
3. Ne pas avoir épuisé ses droits à une indemnité chômage.
4. Rechercher activement un emploi.
5. Être en âge de rechercher un emploi (Au-delà d'un certain âge, les chômeurs sont généralement dispensés de recherche et peuvent parfois bénéficier de leur retraite.).
6. Rencontrer régulièrement un conseiller de l'agence pour l'emploi.

7. Accepter les propositions de stage ou d'emploi.

En France, seuls 42% des chômeurs étaient indemnisés au titre du régime d'assurance chômage à la fin de l'année 2000. Selon Pommier, P. et Cohen-Solal, M. (2001), en 1999, 26% des demandeurs d'emploi n'ont pas été indemnisés en raison d'une durée de cotisation trop faible et 32% des sorties du régime d'assurance chômage s'expliquaient par le dépassement de la durée légale d'indemnisation. Par ailleurs, l'allongement des périodes de cotisation et la réduction de la durée de versement des allocations au cours des années 90 a fait reculer la portion de chômeurs indemnisés qui est passée de 52% en 1993 à 42% en 2001. Il apparaît donc que la durée de cotisation et la durée de versement sont les conditions d'éligibilité qui affectent le plus le taux de couverture du régime d'assurance chômage.

La plupart des pays européens impose une durée de cotisation minimum pouvant aller de 6 mois en France et au Luxembourg à 18 mois au Portugal. Parfois, la durée de versement des indemnités dépend de la durée de cotisation du travailleur. En Irlande, la durée minimum de cotisation est de 52 semaines, mais les chômeurs ayant cotisé plus de 260 semaines peuvent bénéficier d'une indemnisation pendant 390 jours au lieu de 312 jours. Enfin, en Suède, les chômeurs doivent avoir contribué à la caisse d'assurance-chômage durant au moins 12 mois et avoir travaillé durant 75 jours au cours de l'année précédente.

En France, il existe plusieurs filières d'indemnisation auxquelles sont associées une durée de cotisation minimale et une durée de versement des allocations de chômage. La durée de versement est d'autant plus longue que la durée de cotisation est importante. En 1999, parmi les travailleurs ayant suffisamment cotisé pour bénéficier du régime d'assurance chômage, 45.3% avaient cotisé moins de 8 mois au cours des 12 derniers mois. Ce lien entre durée de cotisation et indemnisation du chômage exclut du régime d'assurance chômage les travailleurs les plus jeunes. Ainsi, en 1999, la moitié des rejets de demande d'allocation concernait les moins de 30 ans.

A l'exception de la Belgique, les régimes d'assurance chômage européens prévoient une limitation de la durée de versement des allocations de chômage. Cet instrument, qui a pour objectif d'encourager la recherche d'emploi et de réduire les charges financières, affecte de manière significative le taux de couverture des régimes d'assurance. Au Royaume-Uni, la durée de versement est uniforme et égale à 182 jours alors qu'elle peut monter jusqu'à 42 mois en France pour certaines catégories de chômeurs. La durée d'indemnisation du chômage varie souvent avec l'âge, c'est le cas en Allemagne, en France, en Italie et au Portugal. De nombreux travaux ont montré que la durée de versement est une caractéristique fondamentale dans l'explication du chômage. Elle permet notamment de comprendre la persistance d'un chômage de longue durée élevé ainsi que le faible taux d'activité des plus de 50 ans en Europe continentale. En effet, dans certains pays, les chômeurs de plus de 55 ans bénéficient de durée de versement suffisamment longue pour atteindre l'âge de la retraite. En France, ces chômeurs sont parfois dispensés de recherche d'emploi. Les tableaux 1.7 et 1.8 résument la situation des différents régimes d'assurance.

En Suède, les prestations sont versées pendant 300 jours, voire 450 jours pour les personnes âgées de 55 ans et plus. Cependant, dans ce pays, cette limitation est théorique. En effet, les chômeurs en fin de droits peuvent se diriger vers des programmes de formation donnant à nouveau droit aux allocations. Le modèle suédois est caractérisé par une politique d'activation du marché du travail au travers de la mise en place de nombreux programmes de formation.

Le contrôle et le suivi des chômeurs

Lorsqu'un chômeur a suffisamment cotisé et n'a pas encore épuisé ses droits, il est indemnisé au titre de l'assurance chômage. Cependant, au cours des années 90, les régimes d'assurance chômage ont mis l'accent sur le contrôle et le suivi des chômeurs. Par conséquent, dans la plupart des pays de l'OCDE, un chômeur indemnisé a l'obligation de prouver qu'il recherche activement un emploi, d'accepter les propositions d'emploi ou de formation et de se rendre aux convocations qui lui sont adressées par l'agence pour l'emploi. En cas de refus injustifié, l'indemnité de chômage peut être suspendue de manière temporaire ou définitive. Les tableaux 1.9 et 1.10 présentent la politique de suivi et de sanction de chaque pays. Il apparaît qu'il existe de fortes disparités entre pays. Ainsi, au Danemark, le premier refus d'un emploi

convenable est sanctionné par une suspension des allocations pendant 1 semaine alors qu'en Belgique les allocations seront suspendues pendant 52 semaines. Cette différence de traitement peut s'expliquer par la durée légale de versement des indemnités. En effet, la durée de versement des indemnités est illimitée en Belgique. Ainsi, certains pays préfèrent sanctionner plus sévèrement les chômeurs en cas de refus d'emploi et maintenir des durées de versement plus longues. Les sanctions varient également en fonction du nombre de refus. La république Tchèque et le Danemark proposent des systèmes très progressifs. Dans ce dernier pays, la suspension des allocations est d'une semaine après le refus et définitive après le second. Au contraire, au Royaume-Uni, il n'existe aucune progressivité des sanctions. Celles-ci restent toujours les mêmes quel que soit le nombre de refus.

En général, les chômeurs ne sont sanctionnés que s'ils refusent un emploi convenable. La définition de l'emploi convenable est toujours complexe. En Belgique, pendant les 6 premiers mois de chômage, un emploi est convenable s'il correspond aux qualifications et à la profession habituelle du chômeur, à moins que le service régional de l'emploi ne considère que la demande d'emploi pour cette profession soit trop faible. Après 6 mois, le chômeur peut être contraint d'accepter un emploi dans une autre profession. En Espagne, la définition de l'emploi convenable prend en compte la durée du contrat, les moyens de transport disponibles et la conciliation de la vie de famille et de la vie professionnelle. Enfin, au Royaume-Uni, le chômeur doit se montrer moins sélectif lorsque le chômage se prolonge. Durant 1 à 13 semaines, les chômeurs disposent d'une "permitted period" pendant laquelle ils sont libres de limiter leur recherche aux emplois dont la rémunération est au moins égale à leur dernier salaire. Lorsque le chômage se prolonge, ils doivent alors élargir leur recherche à d'autres emplois. Après 6 mois de chômage, les chômeurs ne peuvent avoir aucune exigence en matière de rémunération.

Le tableau 1.10 présente le pourcentage de sanctions annuelles parmi les demandes d'indemnisation. La Suisse, la Norvège et la Finlande sont les pays les plus stricts en matière de sanction pour refus d'emploi. Selon Grubb (2000), ces taux de sanction élevés s'expliquent par le fait que les agences pour l'emploi de ces trois pays ont une politique très active en matière d'appariement entre emplois vacants et chômeurs. En Belgique, l'ampleur de la sanction est sans doute à l'origine du faible taux de sanction pour refus. La suspension de l'indemnité chômage pendant 26 à 52 semaines dissuade les chômeurs de refuser une proposition d'emploi. Le taux de sanction pour refus d'un programme actif pour l'emploi est de 7.50% en Finlande. Dans ce pays, l'agence pour l'emploi a mis l'accent sur la formation des chômeurs. Les chômeurs reçoivent de nombreuses propositions de formation alors que la sanction en cas de refus reste modérée. Les refus sont par conséquent plus fréquents.

Les sanctions pour absence de preuves de recherche d'emploi sont généralement faibles voire inexistantes à l'exception de deux pays : la Suisse et les USA. En Suisse, un entretien de "conseil et de contrôle" a lieu au moins une fois par mois. De plus, un chômeur indemnisé doit présenter, à la fin de chaque mois, sa "carte de contrôle" afin de mettre à jour le fichier "données de contrôle" de la caisse d'assurance chômage. Dans ces deux pays, le contrôle de la recherche d'emploi est plus intensif. Par ailleurs, comme le souligne Grubb (2000), les caisses d'assurance chômage ont une interprétation plus rigide de ce qu'est un effort de recherche suffisant. Enfin, les sanctions sont modérées (suspension des indemnités pendant une semaine aux USA et de 15 à 60 jours en Suisse) ce qui encourage les caisses d'assurance chômage à sanctionner les chômeurs plus souvent. Dans les autres pays, le taux de sanction pour absence de preuves de recherche d'emploi est faible ou inexistant. Les difficultés rencontrées pour définir ce qu'est un niveau de recherche satisfaisant a conduit la plupart des pays à adopter une conception très souple de l'effort de recherche. Ainsi, en l'absence d'une définition de l'effort de recherche, l'Allemagne, le Danemark et la Norvège ne déclarent aucune sanction pour effort insuffisant.

| Pays | Montant des allocations |
|-------------|---|
| Allemagne | 60% ou 67% du salaire net de référence selon les charges de famille |
| Belgique | De 40% à 60% du salaire brut de référence, selon les charges de famille et la durée du chômage |
| Espagne | 70% puis 60% du salaire de référence |
| France | de 57.4% à 75% selon le montant du salaire brut de référence |
| Irlande | Forfaitaire |
| Italie | 40% du salaire brut de référence avec un maximum de 969,66 euros si le salaire de référence est supérieur à 1745,40 euros |
| Luxembourg | 80% du salaire brut de référence, porté à 85% si enfant(s) à charge |
| Portugal | 65% du salaire brut de référence, limité à 300% du salaire minimum |
| Royaume-Uni | Forfaitaire, en fonction de l'âge de l'intéressé |
| Suisse | 70% ou 80% du salaire brut de référence, selon situation familiale et salaire de référence |

Source : Assedic

TAB. 1.4 – Montant des allocations

| Pays | Montant minimal des allocations | Montant maximal des allocations |
|-------------|--|---|
| Allemagne | | Selon la classe d'imposition 1159.34 et 1923,13 euros si aucun enfant à charge ; Entre 1294.63 et 2147.60 euros si enfant(s) à charge |
| Belgique | 522.50, 736.84 ou 877.24 euros selon la situation familiale | 940.42 ou 1025.70 euros selon la situation familiale |
| Espagne | 429.80 euros si aucun enfant à charge ; 574.86 si au moins 1 enfant à charge | 940.18 euros si aucun enfant 1074.50 euros si 1 enfant 1208.81 euros si plus de 1 enfant à charge |
| France | 760.72 euros | 5045 euros |
| Irlande | | 644.80 euros |
| Italie | | 969.66 euros pour un salaire de référence supérieur à 1745.40 euros |
| Luxembourg | | 3595.02 euros |
| Portugal | 365.60 euros pour un salaire de référence égal au salaire minimum | 1096.80 euros, soit 3 fois le salaire minimum |
| Royaume-Uni | | 362.21 euros |
| Suisse | | 4662.62 euros |

Source : Assedic

TAB. 1.5 – Montants maximum et minimum des allocations

TAB. 1.6 – Durée cotisation avant l'entrée dans le régime d'assurance chômage

| Durée de cotisation | Répartition des entrées |
|--|-------------------------|
| 4 mois au cours des 18 derniers mois | 13.0% |
| 6 mois au cours des 12 derniers mois | 12.1% |
| 8 mois au cours des 12 derniers mois | 20.2% |
| 14 mois au cours des 24 derniers mois | 49.3% |
| 27 mois au cours des 36 derniers mois (pour les plus de 50 ans) | 5.2% |

Source : Unedic - 1999

| Pays | Conditions d'affiliation minimale |
|-------------|--|
| Allemagne | 12 mois au cours des 3 dernières années |
| Belgique | 12 mois au cours des 18 derniers mois |
| Espagne | 12 mois au cours des 6 dernières années |
| France | 6 mois au cours des 22 derniers mois |
| Irlande | 52 semaines de cotisations payées avant la demande d'allocations et soit (i) 39 semaines de cotisations payées ou créditées sur l'année fiscale de référence, soit (ii) 26 semaines de cotisations payées sur l'année fiscale de référence et 26 autres sur l'année fiscale précédente |
| Italie | 2 ans d'affiliation et 52 semaines de cotisations au cours des 2 dernières années |
| Luxembourg | 6 mois au cours des 12 derniers mois |
| Portugal | 18 mois au cours des 24 derniers mois |
| Royaume-Uni | Cotisations payées sur 25 fois le "seuil de salaire assurable" au cours des 2 dernières années fiscales et cotisations payées ou créditées sur 50 fois le "seuil de salaire assurable" sur chacune des 2 dernières années fiscales |
| Suisse | 12 mois dans un délai-cadre de 2 ans |

Source : Assedic

TAB. 1.7 – Conditions d'affiliation minimale

| Pays | Durée d'indemnisation |
|-------------|---|
| Allemagne | Entre 6 et 32 mois (réduction des durées maxima de 26 à 12 mois pour les moins de 55 ans, et de 32 à 18 mois pour les 55 ans et plus) |
| Belgique | Illimitée |
| Espagne | Entre 4 et 24 mois |
| France | Entre 7 et 42 mois (sauf cas de maintien jusqu'à l'âge de la retraite) |
| Irlande | 390 jours si 260 semaines de cotisations (sauf pour les chômeurs âgés de moins de 18 et de plus de 65 ans dans certaines conditions) 312 jours si moins de 260 semaines de cotisations |
| Italie | 6 ou 9 mois selon l'âge de l'intéressé |
| Luxembourg | Uniforme, limitée à 365 jours par période de 2 ans (sauf cas de maintien dans la limite de 12 mois) |
| Portugal | Entre 12 et 30 mois, selon l'âge de l'intéressé (sauf cas de maintien pour les 45 ou plus, jusqu'à 38 mois) |
| Royaume-Uni | Uniforme, limitée à 182 jours |
| Suisse | Entre 18.5 et 24 mois |

Source : Assedic

TAB. 1.8 – Durée d'indemnisation

| Pays | Premier refus | Second refus | Troisième refus |
|---------------------------|--|---|--|
| Allemagne Juillet 1997 | Suspension des indemnités pendant 12 semaines ou baisse des indemnités dans certains cas | Exclusion lorsque les indemnités ont été suspendues 24 semaines | |
| Australie Juillet 1997 | Baisse des indemnités de 18% pendant 26 semaines | Baisse des indemnités de 24% pendant 26 semaines | Suspension des indemnités pendant 8 semaines |
| Belgique 1997 | Suspension des indemnités pendant 26 à 52 semaines | Exclusion | |
| Danemark 1997 | Suspension des indemnités pendant 1 semaine | Exclusion | |
| Finlande 1997 | Suspension des indemnités pendant 2 mois | Suspension des indemnités pendant 2 mois ou exclusion | Suspension des indemnités pendant 2 mois ou exclusion |
| Norvège 1998 | Suspension des indemnités pendant 8 semaines | Suspension des indemnités pendant 12 semaines | Suspension des indemnités pendant 26 semaines |
| Royaume-Uni 1997-1998 | Suspension des indemnités pendant 1 à 26 semaines | Suspension des indemnités pendant 1 à 26 semaines | Suspension des indemnités pendant 1 à 26 semaines |
| Suisse 1996 | Suspension des indemnités pendant 6 à 12 semaines | Suspension des indemnités pendant 6 à 12 semaines ou exclusion | Suspension des indemnités pendant 6 à 12 semaines ou exclusion |

Source : Grubb(2000), Tableau 1, p156

TAB. 1.9 – Sanctions appliquées en cas de refus d’offre d’emploi

| Pays | Refus d'un emploi | Refus d'un programme actif pour le travail | Absence de preuves de recherche d'emploi | Infractions administratives |
|---------------------------|-------------------|--|--|-----------------------------|
| Allemagne Juillet 1997 | 0.64 | 0.50 | - | - |
| Australie Juillet 1997 | 0.33 | 1.82 | 1.15 | 11.41 |
| Belgique 1997 | 0.02 | 0.76 | - | 3.42 |
| Danemark 1997 | 0.57 | 1.55 | - | 2.18 |
| Etats-Unis 1998 | 1.90 | - | 33.46 | 21.62 |
| Finlande 1997 | 2.69 | 7.50 | - | - |
| Norvège 1998 | 5.01 | 2.31 | - | 3.52 |
| Royaume-Uni 1997-1998 | 1.23 | 2.21 | 2.08 | 4.78 |
| Suisse 1996 | 13.23 | - | 25.26 | - |

Source : Grubb(2000), Tableau 2, p158

TAB. 1.10 – Sanctions liées au comportement durant la période d'indemnisation - (Pourcentage de sanctions annuelles dans le volume moyen des demandes d'indemnisation)

1.3 Aspects théoriques de la recherche d'emploi

Depuis 30 ans, les économies des pays de l'OCDE ont rencontré les mêmes difficultés : chocs pétroliers des années 70, intensification des échanges internationaux et apparition de nouvelles technologies. Ces pays ont connu une conjoncture économique et des taux de croissance moyens comparables. Cependant, on constate de nettes différences d'un marché du travail à l'autre. En effet, la situation de l'emploi s'est améliorée aux États-Unis, au Royaume-Uni et en Irlande, alors que le chômage a augmenté puis persisté en France et en Allemagne. Ce constat a conduit les économistes à s'interroger sur l'impact de l'offre de travail sur le taux chômage. Les différentes règles d'indemnisation du chômage sont alors une des explications possibles de la persistance du chômage en Europe continentale (voir Ljungqvist, L. et Sargent, T. (1998)). En effet, comme nous l'avons vu, le ratio de remplacement et les conditions d'éligibilité sont moins draconiens en Europe continentale.

Depuis les travaux fondateurs de Mortensen (1970) et McCall (1970), l'étude de l'effet de l'assurance sur l'emploi a fait l'objet de nombreux travaux. Nous présentons ici un modèle canonique de recherche d'emploi dans le but est de mieux appréhender l'influence de l'assurance chômage sur le comportement des chômeurs. La théorie de la recherche d'emploi, développée à partir des travaux de Stigler (1962), permet d'étudier les effets du montant des allocations et des conditions d'éligibilité sur l'incitation à la reprise d'emploi. Selon cette approche, les chômeurs ne connaissent pas parfaitement les emplois et les salaires disponibles sur le marché du travail. Par conséquent, un chômeur poursuit sa recherche d'emploi tant qu'il espère améliorer ses gains. La durée de l'épisode de chômage dépend alors des caractéristiques du système d'assurance chômage et des perspectives de revenu sur le marché du travail. La théorie de la recherche s'avère donc très pertinente pour appréhender les stratégies de recherche d'emploi des chômeurs dans un environnement où l'information est imparfaite.

1.3.1 Le modèle canonique de recherche d'emploi

On doit les premiers travaux sur les modèles de recherche d'emploi à Mortensen (1970) et McCall (1970). L'idée centrale de ces modèles est qu'il existe des frictions sur le marché du travail. Les chômeurs refuseront certaines offres afin d'en obtenir des meilleures dans le futur. Dans cette optique, la recherche d'emploi est un investissement.

Nous considérons une économie où les chômeurs ne connaissent pas parfaitement les offres de salaire sur le marché du travail. L'information à la disposition des chômeurs se résume à une fonction de répartition $F(\cdot)$ associant à chaque niveau de salaire une probabilité. S'il n'y avait qu'un seul salaire sur le marché du travail, les chômeurs n'auraient pas de stratégie de recherche d'emploi. Mais en présence de plusieurs salaires, ils peuvent rejeter une offre et continuer leur prospection afin de trouver une meilleure offre d'emploi. On suppose que le rejet d'un emploi ne modifie ni la distribution $F(\cdot)$, ni les autres caractéristiques du modèle. Cette hypothèse d'indépendance temporelle signifie que les chômeurs font face à la même structure d'information à chaque période. Elle assure l'existence d'un environnement stationnaire.

Lorsqu'un chômeur accepte une proposition d'emploi, il perçoit un salaire w tant qu'il conserve son emploi. En revanche, lorsqu'il reste au chômage, il perçoit l'indemnité prévue par la caisse d'assurance chômage et subit un coût lié à la recherche d'emploi. Ce coût correspond aux moyens financiers et au temps investis pour obtenir une proposition d'emploi, ainsi qu'au coût d'opportunité consécutif à un refus d'emploi. Compte tenu des coûts associés à la recherche d'un emploi, un chômeur arbitre entre accepter une proposition d'emploi ou la refuser et continuer sa recherche dans l'espoir d'obtenir une meilleure proposition. Ainsi, la stratégie optimale d'un chômeur consiste à choisir un salaire de réservation qui correspond au salaire au-dessus duquel il accepte de reprendre le travail. La salaire de réservation détermine une règle d'arrêt de la recherche d'emploi.

Dans les modèles de recherche d'emploi, on considère que les agents maximisent la valeur actualisée de leur revenu net sur un horizon temporel infini. Pour cela, on utilise le principe d'optimalité de Bellman (1957) selon lequel une décision optimale en une date est optimale pour toutes les périodes sous certaines conditions. Nous supposons ici que les agents sont neutres au risque et qu'il n'existe pas de désutilité du travail. Ces deux hypothèses simplifient la résolution du modèle et ne modifient pas les résultats concernant l'impact de l'assurance chômage sur le niveau d'emploi. Contrairement aux premiers modèles de recherche d'emploi (voir par exemple Lippman, S. A. et McCall, J. J. (1976) et Burdett (1979)), nous considérons que l'emploi n'est pas un état absorbant. Cela signifie que la durée d'un emploi est finie. A chaque période, un poste de travail peut être détruit avec une probabilité s exogène. Ce taux de destruction suit un processus poissonien. Enfin, nous faisons l'hypothèse que le taux de préférence pour le présent des agents est égal au taux d'intérêt noté r . L'utilité intertemporelle $V^e(w)$ d'un employé percevant un salaire w est alors définie par l'équation de Bellman suivante :

$$rV^e(w) = w + s(V^u - V^e(w)) \quad (1.1)$$

où V^u correspond à l'utilité intertemporelle d'un chômeur. Cette équation peut s'interpréter en considérant la valeur de l'emploi comme un actif qui peut être placé sur le marché du travail ou sur le marché financier. Sur le marché du travail, le gain est égal au salaire courant w auquel on ajoute la valeur de la perte associée à un licenciement $s(V^u - V^e(w))$, alors que sur le marché financier le rendement est $rV^e(w)$. Dans ce cas, la situation d'équilibre se caractérise par une indifférence entre les deux types de placement. On en déduit que :

$$V^e(w) - V^u = \frac{w - rV^u}{r + s} \quad (1.2)$$

L'utilité intertemporelle d'un chômeur ne dépend pas de w . Par conséquent, la valeur de l'emploi V^e est une fonction croissante du salaire. Un chômeur acceptera une proposition d'emploi si la valeur intertemporelle de l'emploi est supérieure à celle du chômage éligible. Une proposition d'embauche sera acceptée si $V^e \geq V^u$. On déduit de cette condition la valeur du salaire au-dessus de laquelle toutes les propositions d'embauche seront acceptées. Ce salaire x , qu'on appelle également salaire de réservation, est égal à :

$$x = rV^u \quad (1.3)$$

Pour un salaire égal à x , le chômage et l'emploi procurent la même utilité aux chômeurs. On a alors $V^e(x) = V^u$. Cette règle permet de déterminer la stratégie optimale de recherche pour les chômeurs et par conséquent la durée moyenne d'un épisode de chômage. Pour cela, nous devons caractériser la valeur du chômage V^u .

Nous considérons un chômeur pouvant recevoir au plus une offre d'emploi à chaque période. Les chances d'obtenir une proposition d'embauche dépendent du niveau d'effort de recherche e fourni par le chômeur. La probabilité d'obtenir une offre d'emploi est notée $\pi(e) = \nu\lambda(e)$ avec $\lambda' > 0$ et $\lambda'' < 0$. Les caractéristiques pouvant influencer l'efficacité de la recherche d'emploi, comme l'âge, le diplôme ou l'expérience, sont appréhendées à travers le paramètre ν . Une hausse de l'effort de recherche améliore les chances d'obtenir une offre d'emploi, mais est également à l'origine d'un coût $c(e)$ pour le chômeur. Ce coût correspond aux dépenses associées à la recherche d'un emploi comme l'envoi de CV et les frais de déplacement aux entretiens d'embauche. Nous supposons qu'une personne privée d'emploi reçoit indéfiniment une indemnité de chômage notée b . Par conséquent, l'utilité instantanée d'un chômeur s'écrit $b - c(e)$. L'espérance d'utilité d'un chômeur est alors définie par la relation suivante :

$$rV^u = b - c(e) + \pi(e) \int_x^{+\infty} [V^e(w) - V^u] dF(w) \quad (1.4)$$

Cette équation peut s'interpréter en faisant référence aux différents types de placements ouverts à l'agent. Sur le marché financier, l'actif V^u a un rendement rV^u alors que sur le marché du travail le gain de l'agent est égal à son allocation diminuée des coûts de recherche et augmentée du gain moyen en cas de retour à l'emploi.

En considérant le niveau d'effort comme donné, il est alors possible de déduire le salaire de réservation. On obtient :

$$x = b - c(e) + \frac{\nu\lambda(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w) \quad (1.5)$$

Nous pouvons alors déterminer le niveau d'effort maximisant l'utilité intertemporelle d'un chômeur. Pour cela nous dérivons la relation précédente par rapport à e en imposant $\partial x / \partial e = 0$. Nous obtenons alors la condition suivante :

$$c'(e) = \frac{\nu\lambda'(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w) \quad (1.6)$$

Ainsi l'effort de recherche est optimal lorsque le coût marginal de la recherche $c'(e)$ est égal au rendement marginal donné par $\frac{\nu\lambda'(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)$.

Les deux équations précédentes déterminent entièrement le salaire de réservation et l'effort de recherche optimal. Il nous est maintenant possible d'évaluer l'effet du système d'indemnisation sur le taux de sortie du chômage. Pour reprendre le travail, un chômeur doit d'une part recevoir une proposition d'embauche et d'autre part accepter cette proposition. La probabilité de sortir du chômage s'écrit donc $\pi(e)[1 - F(x)]$. L'impact d'une modification du système d'assurance chômage sur le taux de sortie dépend donc à la fois de la réaction de l'effort de recherche et de celle du salaire de réservation. Les différentielles par rapport à b , ν , x et e des équations définissant le salaire de réserve et l'effort de recherche donnent :

$$\begin{aligned} -db - \left[\frac{\lambda(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w) \right] d\nu + \left[1 + \frac{\nu\lambda(e)}{r+s} [1 - F(x)] \right] dx \\ + [c'(e) - \frac{\nu\lambda'(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)] de = 0 \end{aligned} \quad (1.7)$$

$$\begin{aligned} - \left[\frac{\lambda'(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w) \right] d\nu + \left[\frac{\nu\lambda'(e)}{r+s} [1 - F(x)] \right] dx \\ + [c''(e) - \frac{\nu\lambda''(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)] de = 0 \end{aligned} \quad (1.8)$$

Ces deux équations impliquent que :

$$\frac{dx}{d\nu} = \frac{\frac{\lambda(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)}{1 + \frac{\nu\lambda(e)}{r+s} [1 - F(x)]} > 0 \quad (1.9)$$

$$\frac{de}{d\nu} = \frac{\frac{\lambda'(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)}{[c''(e) - \frac{\nu\lambda''(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)][1 + \frac{\nu\lambda(e)}{r+s} [1 - F(x)]]} > 0 \quad (1.10)$$

Il apparaît qu'une amélioration des caractéristiques des chômeurs ou de la conjoncture économique a un effet positif sur le salaire de réservation et l'effort de recherche. Ainsi, lorsque la recherche d'emploi est plus efficace, les chômeurs ont intérêt à augmenter leur effort de recherche. En effet, le rendement marginal de la recherche devient supérieur au coût marginal. Cependant, les chômeurs deviennent également plus sélectifs en fixant un salaire de réservation plus élevé. L'impact sur le taux de sortie reste donc indéterminé. De la même manière, nous pouvons analyser l'impact d'une variation de l'allocation chômage. A partir des deux équations différentielles, nous obtenons les relations suivantes :

$$\frac{dx}{db} = \frac{1}{1 + \frac{\nu\lambda(e)}{r+s} [1 - F(x)]} > 0 \quad (1.11)$$

$$\frac{de}{db} = \frac{\frac{\nu\lambda'(e)}{r+s} [1 - F(x)]}{[c''(e) - \frac{\nu\lambda''(e)}{r+s} \int_x^{+\infty} (w-x) dF(w)][1 + \frac{\nu\lambda(e)}{r+s} [1 - F(x)]]} < 0 \quad (1.12)$$

Selon ce modèle canonique de recherche d'emploi, une hausse des allocations de chômage doit se traduire d'une part par une augmentation du salaire de réservation et d'autre part par la baisse de l'effort de recherche. En effet, des indemnités plus généreuses améliorent l'utilité intertemporelle des chômeurs ce qui se traduit par un salaire de réservation plus élevé. Par ailleurs, l'écart entre la valeur de l'emploi et celle du chômage diminue. Par conséquent, le rendement marginal de la recherche devient inférieur au coût marginal ce qui incite les chômeurs à revoir leur effort de recherche à la baisse. L'effet sur le salaire de réservation et sur l'effort de recherche participe tous les deux à la baisse du taux de sortie du chômage. On peut donc s'attendre à ce qu'une hausse des allocations de chômage se traduise par une augmentation de la durée moyenne passée au chômage. On constate cependant que cette variation de la durée du chômage dépend également du paramètre ν représentant les caractéristiques des chômeurs et la conjoncture économique.

1.3.2 Les conditions d'éligibilité à l'assurance chômage

Nous avons supposé jusqu'à présent que l'ensemble des chômeurs avait le droit au même niveau d'allocation. Cependant, cette hypothèse ne correspond pas au fonctionnement de la plupart des systèmes d'indemnisation. En général, le versement des allocations de chômage est conditionné par le versement de cotisations, par la durée de l'épisode de chômage ou par les causes de l'entrée au chômage. Un chômeur est éligible au régime d'assurance chômage lorsqu'il satisfait toutes ces conditions. Mais comme nous l'avons vu précédemment, 52.3% des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE ne sont pas indemnisés au titre de l'assurance chômage. Il s'agit essentiellement de jeunes travailleurs précaires n'ayant pas suffisamment cotisé et d'individus en fin de droits. L'inéligibilité à l'assurance chômage n'est donc pas un phénomène marginal ce qui n'est pas sans conséquence sur le comportement de recherche des chômeurs. Pour commencer, le faible niveau d'indemnisation des chômeurs non éligibles incite ces derniers à sortir rapidement du chômage. Ensuite, les chômeurs éligibles recherchent plus activement un emploi afin de conserver leurs droits aux allocations de chômage. Enfin, la reprise d'un emploi permet aux chômeurs non éligibles d'accéder à l'éligibilité. Dans ces conditions, une hausse des indemnités versées aux chômeurs éligibles peut encourager les chômeurs inéligibles à sortir du chômage.

Mortensen (1977) a été le premier à étudier le rôle des conditions d'éligibilité sur le comportement des chômeurs en utilisant un modèle séquentiel de recherche d'emploi. Dans ce modèle, les allocations de chômage sont versées durant une période limitée. Mortensen (1977) montre alors que la réponse des agents à une variation du ratio de remplacement dépend de leur statut par rapport à l'assurance chômage.

Pour illustrer l'impact de l'éligibilité sur le taux de sortie du chômage, nous supposons à présent qu'un chômeur peut dépendre du régime d'assurance chômage ou bien du régime d'assistance chômage. L'allocation versée par le régime d'assurance chômage est égale à b_u alors que les individus relevant de l'assistance chômage perçoivent une indemnité b_m avec $b_m < b_u$. Par souci de simplification, nous faisons l'hypothèse que tous les employés sont éligibles à l'assurance chômage. Cette hypothèse ne modifie en rien les résultats concernant le rôle de l'éligibilité. Ainsi, l'espérance d'utilité d'un employé s'écrit toujours :

$$rV^e(w) = w + s(V^u - V^e(w)) \quad (1.13)$$

En revanche, les chômeurs éligibles peuvent perdre leurs droits aux allocations de chômage avec une probabilité ϕ . Ainsi, aucun chômeur n'est indéfiniment éligible. Dans ces conditions, l'espérance d'utilité d'un chômeur éligible est alors définie par la relation suivante :

$$rV^u = b - c(e_u) + \pi(e_u) \int_{x_u}^{+\infty} [V^e(w) - V^u] dF(w) + \phi[V^m - V^u] \quad (1.14)$$

où V^m correspond à l'espérance d'utilité d'un chômeur inéligible. Le salaire de réservation x_u des chômeurs éligibles est toujours défini par l'égalité $V^e(x_u) = V^u$ ce qui nous permet d'écrire $x_u = rV^u$. De même, le salaire de réservation x_m des chômeurs inéligibles est donné par l'égalité $V^e(x_m) = V^m$. L'espérance d'utilité d'un employé pouvant se récrire :

$$V^e(w) = \frac{w + sV^u}{s + r} \quad (1.15)$$

Nous en déduisons que :

$$rV^m = \frac{rx_m + sx_u}{s + r} \quad (1.16)$$

En utilisant l'équation de l'espérance d'utilité d'un chômeur éligible, il est alors possible de définir implicitement la valeur du salaire de réservation d'un chômeur éligible. Nous obtenons :

$$x_u = b_u - c(e_u) + \frac{\nu\lambda(e_u)}{r + s} \int_{x_u}^{+\infty} (w - x_u) dF(w) + \phi \left[\frac{x_m - x_u}{s + r} \right] \quad (1.17)$$

Afin de déterminer le niveau d'effort maximisant l'utilité intertemporelle d'un chômeur éligible, il nous suffit de dériver cette relation par rapport à e_u . L'effort optimal des chômeurs éligibles e_u est alors défini de manière implicite par la relation suivante :

$$c'(e_u) = \frac{\nu\lambda'(e_u)}{r + s} \int_{x_u}^{+\infty} (w - x_u) dF(w) \quad (1.18)$$

Nous devons à présent caractériser le comportement de recherche des chômeurs non éligibles. Nous supposons que la perte de l'éligibilité ne modifie ni les chances d'obtenir une proposition d'embauche $\pi(\cdot)$, ni la distribution des salaires $F(\cdot)$. Nous verrons par la suite que cette hypothèse ne va pas forcément de soi. En effet, le passage du statut de chômeur éligible à celui de chômeur non éligible peut être interprété par les firmes comme un signal négatif et modifier les chances de retour à l'emploi. Pour finir, nous faisons l'hypothèse qu'un chômeur inéligible redevient éligible dès lors qu'il retrouve un emploi. En d'autres termes, il n'existe pas de durée minimale de cotisation. Sous ces conditions, l'espérance d'utilité d'un chômeur inéligible s'écrit :

$$rV^m = b_m - c(e_m) + \pi(e_m) \int_{x_m}^{+\infty} [V^e(w) - V^m] dF(w) \quad (1.19)$$

Dans la mesure où $rV^m = \frac{rx_m + sx_u}{s+r}$, le salaire de réservation des chômeurs inéligibles est défini par la relation suivante :

$$\frac{rx_m}{s+r} = \frac{rx_u}{s+r} + [b_m - c(e_m) - x_u] + \frac{\nu\lambda(e_m)}{s+r} \int_{x_m}^{+\infty} (w - x_m) dF(w) \quad (1.20)$$

Le niveau d'effort maximisant l'espérance d'utilité des chômeurs inéligibles est alors défini par la relation suivante :

$$(s+r)c'(e_m) = \nu\lambda'(e_m) \int_{x_m}^{+\infty} (w - x_m) dF(w) \quad (1.21)$$

Ces équations font apparaître un lien négatif entre x_u et x_m . Les différentielles de ces équations conduisent alors à :

$$\frac{\partial x_u}{\partial b_m} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial e_u}{\partial b_m} < 0 \quad (1.22)$$

$$\frac{\partial x_m}{\partial b_m} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial e_m}{\partial b_m} < 0 \quad (1.23)$$

Ainsi, une augmentation des indemnités versées aux chômeurs inéligibles accroît le salaire de réservation et réduit l'effort de recherche de tous les chômeurs. Pour les chômeurs inéligibles une telle augmentation améliore l'espérance d'utilité associée au chômage inéligible ce qui se traduit par une réduction du rendement de la recherche. Il s'ensuit une hausse du salaire de réservation et une baisse de l'effort de recherche. Pour les chômeurs éligibles, une augmentation de b_m intervient indirectement sur le comportement de recherche. En effet, dans ces conditions, la perte de l'éligibilité est moins pénalisante. Par conséquent, les chômeurs éligibles craignent moins l'arrivée en fin de droits ce qui les encourage à accroître leur salaire de réservation et à réduire leur effort de recherche. Ainsi, une variation de b_m a les mêmes effets sur les deux types de chômeurs. Il n'en va pas de même pour une variation du montant des indemnités versées aux chômeurs éligibles. Les différentielles des équations définissant les salaires de réservation et les niveaux d'effort de recherche impliquent :

$$\frac{\partial x_u}{\partial b_u} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial e_u}{\partial b_u} < 0 \quad (1.24)$$

$$\frac{\partial x_m}{\partial b_u} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial e_m}{\partial b_u} > 0 \quad (1.25)$$

Dans ce cas, l'amélioration de la valeur associée au chômage éligible se traduit par une hausse du salaire de réservation et une baisse de l'effort de recherche des chômeurs éligibles. En revanche, on observe une baisse du salaire de réservation et une hausse de l'effort de recherche des chômeurs inéligibles. Ce phénomène, connu sous le nom d'effet d'éligibilité, s'explique aisément : l'espérance d'utilité d'un employé dépend de son salaire ainsi que des allocations qu'il percevra en cas de licenciement. En acceptant une proposition d'emploi, un chômeur inéligible redevient éligible ce qui lui donne droit à une meilleure couverture contre le chômage. Par conséquent, une hausse de b_u améliore significativement l'espérance d'utilité associée à l'emploi alors qu'elle a peu d'effet sur l'espérance d'utilité des chômeurs non éligibles. Ceci accroît le rendement de la recherche pour les chômeurs inéligibles ce qui se traduit par une augmentation de l'effort de recherche et une réduction du salaire de réservation. Ainsi, une amélioration des conditions d'indemnisation des chômeurs éligibles a tendance à réduire le taux de sortie des chômeurs éligibles alors qu'elle améliore celui des chômeurs inéligibles. Au final, l'effet d'éligibilité est de nature à réduire les effets négatifs du montant des allocations de chômage sur le retour à l'emploi.

Un autre phénomène peut limiter les effets d'une hausse des allocations : En pratique, une hausse des allocations est souvent accompagnée d'un durcissement des conditions d'éligibilité représentées dans notre modèle par le paramètre ϕ . Comme précédemment, les différentielles nous permettent d'écrire :

$$\frac{\partial x_u}{\partial \phi} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial e_u}{\partial \phi} > 0 \quad (1.26)$$

$$\frac{\partial x_m}{\partial \phi} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial e_m}{\partial \phi} < 0 \quad (1.27)$$

Un durcissement des conditions d'éligibilité réduit l'espérance d'utilité des chômeurs éligibles. Une hausse du paramètre ϕ signifie que les risques de perdre ses droits à une indemnité b_u sont plus importants. Par conséquent, les chômeurs éligibles réduisent leur salaire de réservation et augmentent leur effort de recherche afin de ne pas devenir inéligibles. En revanche, pour les chômeurs inéligibles, l'effet d'éligibilité est maintenant inversé. La probabilité de perdre son statut de chômeur éligible étant plus importante, les chômeurs inéligibles sont moins incités à reprendre un emploi pour redevenir éligibles : ils réduisent leur effort de recherche et augmentent leur salaire de réservation. Ainsi, selon ce modèle de recherche d'emploi, une hausse des allocations de chômage accompagnée d'un durcissement des conditions d'éligibilité devrait avoir des effets ambigus pour l'ensemble des chômeurs.

1.3.3 La dégressivité des indemnités chômage

Nous avons considéré jusqu'ici des environnements stationnaires. Par exemple, nous avons supposé que la durée passée au chômage n'affectait pas les caractéristiques des chômeurs. C'est la raison pour laquelle la probabilité d'obtenir une offre d'emploi et la distribution des salaires étaient les mêmes à travers le temps. Cette hypothèse de stationnarité simplifie la résolution du modèle. Il existe cependant de nombreuses causes de non stationnarité (voir Van Den Berg, G. (1990)). Par exemple, les chances d'obtenir une proposition d'embauche diminuent avec la durée passée au chômage et la qualité des emplois offerts a tendance à se dégrader. Ce phénomène s'explique de la manière suivante : d'une part, les chômeurs sont victimes d'une perte de capital humain suite à la non utilisation de leurs compétences. Dans ces conditions, les entreprises préfèrent embaucher des chômeurs de courte durée dont la productivité est a priori plus élevée. D'autre part, un long épisode de chômage peut constituer un mauvais signal envers les entreprises. Quoi qu'il en soit, la probabilité de trouver un emploi a tendance à diminuer durant la période de chômage. Cela a des répercussions importantes sur la stratégie de recherche des chômeurs puisque ces derniers sont alors encouragés à réduire leur salaire de réservation et à accroître leur effort de recherche.

L'épargne peut également être une cause de non stationnarité de l'environnement des chercheurs d'emploi. Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J-O., et Langot, F. (2003) montrent que le stock d'actifs financiers affecte négativement le taux de sortie du chômage. En effet, les chômeurs les plus riches peuvent rester plus longtemps au chômage afin d'obtenir une meilleure proposition d'embauche. Dans ce cas, les chômeurs modifient leur comportement de recherche durant la période de chômage (voir Mortensen (1986) et Danforth (1979)). Au début de l'épisode de chômage, l'existence d'un stock d'actifs financiers leur permet d'être plus sélectifs à l'égard des propositions d'embauche. Cependant, le stock d'actifs s'épuise peu à peu jusqu'à ce que les chômeurs soient contraints financièrement. Ils n'ont alors plus d'autre choix que de fournir un effort de recherche élevé et d'accepter des emplois peu rémunérés.

Nous allons aborder à présent l'absence de stationnarité liée au système d'indemnisation. En effet, dans la plupart des cas, les systèmes d'indemnisation du chômage prévoient une réduction progressive des allocations au cours de l'épisode de chômage. Un tel système a pour conséquence d'inciter les chômeurs à revoir leur salaire de réservation à la baisse et à augmenter leur effort de recherche durant l'épisode de chômage. Pour illustrer ce phénomène, nous supposons que l'indemnité d'un individu au chômage depuis une durée t est égale à b_t avec $b_t \geq b_{t+1}$. Par ailleurs, le montant des allocations atteint une borne minimale b_{min} après la N^{eme} période de chômage. Ainsi, pour $t \geq N$, on a $b_t = b_{t+1} = \dots = b_{min}$. L'espérance d'utilité d'un individu au chômage depuis une durée t s'écrit $V^u(t)$. L'utilité d'un individu venant de se faire licencier est donc $V^u(1)$. Par conséquent, l'espérance d'utilité d'un employé percevant un salaire w est donnée par :

$$rV^e(w) = w + s[V^u(1) - V^e(w)] \quad (1.28)$$

Cette équation peut se réécrire :

$$V^e(w) = \frac{w + sV^u(1)}{s + r} \quad (1.29)$$

A chaque date t , un chômeur peut recevoir une offre d'emploi avec une probabilité $\pi(e_t) = \nu\lambda(e_t)$. Il doit alors choisir entre accepter cet emploi et recevoir l'espérance d'utilité d'un employé $V^e(\cdot)$ ou bien le refuser et avoir l'espérance d'utilité d'un individu au chômage depuis $t + dt$ périodes avec dt qui tend vers zéro. Le salaire de réservation est le salaire pour lequel un chômeur est indifférent entre reprendre un emploi et rester au chômage une période de plus. Le salaire de réservation x_t d'un individu au chômage depuis t périodes est donc donné par la relation suivante :

$$V^e(x_t) = V^u(t + dt) \quad (1.30)$$

On peut alors montrer que le salaire de réservation diminue avec la durée du chômage tant que l'allocation n'a pas atteint sa valeur minimale b_{min} . Pour cela, nous devons écrire l'équation définissant l'espérance d'utilité d'une personne sans emploi depuis t périodes :

$$rV^u(t) = b_t - c(e_t) + \pi(e_t) \int_{x_t}^{+\infty} [V^e(w) - V^u(t + dt)]dF(w) + \frac{dV^u(t)}{dt} \quad (1.31)$$

avec

$$\frac{dV^u(t)}{dt} = \lim_{dt \rightarrow 0} \left\{ \frac{V^u(t + dt) - V^u(t)}{dt} \right\} \quad (1.32)$$

En utilisant la définition de l'espérance d'utilité d'un employé, on obtient après quelques manipulations :

$$\begin{aligned} \frac{rx_t}{r + s} &= [b_{t+dt} - c(e_{t+dt}) - \frac{rsV^u(1)}{r + s}] \\ &+ \frac{\nu\lambda(e_{t+dt})}{r + s} \int_{x_{t+dt}}^{+\infty} (w - x_{t+dt})dF(w) + \frac{dx_t}{dt} \end{aligned} \quad (1.33)$$

avec

$$\frac{dx_t}{dt} = \lim_{dt \rightarrow 0} \left\{ \frac{(x_{t+dt} - x_t)}{dt} \right\} \quad (1.34)$$

Il apparaît que le salaire de réservation en t ne dépend pas de l'allocation de chômage versée à la période t , mais uniquement des indemnités futures b_{t+dt} . Ce résultat tient au fait qu'à chaque date t , les chômeurs doivent choisir entre accepter un emploi ou bien rester au chômage une période de plus en touchant l'allocation b_{t+dt} . Il en va de même pour l'effort que l'on trouve en dérivant l'expression du salaire de réservation par rapport à e . On trouve :

$$(s + r)c'(e_t) = \nu\lambda'(e_t) \int_{x_t}^{+\infty} (w - x_t)dF(w) \quad (1.35)$$

Ainsi, une réduction de l'allocation de chômage b_{t+dt} réduit le salaire de réservation x_t ce qui se traduit également par une hausse de l'effort de recherche e_t . Intuitivement, ce résultat implique une hausse de l'effort de recherche et une baisse du salaire de réservation au cours de l'épisode de chômage lorsque les indemnités sont dégressives. Pour s'en convaincre, il suffit de se rappeler que le salaire de réservation x_t et l'effort de recherche e_t maximisent l'espérance d'utilité $V^u(t)$ d'un chômeur. Par conséquent, pour un salaire de réservation x_{t+dt} et un effort de recherche e_{t+dt} nous pouvons écrire :

$$\begin{aligned} rV^u(t) &\geq b_t - c(e_{t+dt}) + \pi(e_{t+dt}) \int_{x_{t+dt}}^{+\infty} [V^e(w) - V^u(t + dt)]dF(w) \\ &+ [V^u(t + dt) - V^u(t)] \end{aligned} \quad (1.36)$$

En retranchant à cette équation l'espérance d'utilité d'un individu dont la durée au chômage est égale à $t + dt$, nous obtenons :

$$\begin{aligned} \left(\frac{1}{dt} + r\right)[V^u(t) - V^u(t + dt)] &\geq b_t - b_{t+dt} \\ &+ \left[\frac{1}{dt} - \pi(e_{t+dt})[1 - F(x_{t+dt})]\right][V^u(t + dt) - V^u(t + 2dt)] \end{aligned} \quad (1.37)$$

Il est alors aisé de caractériser le profil du salaire de réservation et de l'effort de recherche. Comme les allocations atteignent une borne minimale b_{min} après la N^{eme} période de chômage, on a $b_t = b_{t+1} = \dots = b_{min}$ pour $t \geq N$ et $b_t > b_{t+1}$ pour $t < N$. On déduit que :

$$V^u(t) - V^u(t + dt) \geq 0 \quad (1.38)$$

En utilisant l'expression de l'espérance d'utilité d'un employé, on montre alors que x_t est supérieur à x_{t+dt} et que e_t est inférieur à e_{t+dt} durant la phase dégressive du versement des allocations de chômage. Ce résultat signifie que le taux de sortie du chômage augmente avec la durée passée au chômage. Ceci est dû au fait que le rendement marginal de la recherche augmente au fur et à mesure que les indemnités baissent. Cependant, d'autres mécanismes indépendants du système d'assurance chômage peuvent venir biaiser ce résultat. C'est le cas par exemple lorsque les chômeurs sont victimes d'une dépréciation de leur capital humain. Les difficultés pour obtenir une proposition d'embauche augmentent alors avec la durée du chômage. Dans ces conditions, le rendement marginal de la recherche peu diminuer malgré la baisse des allocations.

1.3.4 Autres extensions du modèle de recherche d'emploi

Le modèle de recherche d'emploi que nous avons développé tout au long de ce chapitre comporte de nombreuses restrictions. En particulier, nous supposons que les travailleurs sont neutres au risque. Cette hypothèse n'est pas sans importance dans la mesure où des individus averses au risque sont plus sensibles aux fluctuations de leur revenu. Enfin, nous ne nous sommes pas intéressés au comportement des firmes. La prise en compte de la demande de travail peut affecter certains résultats au sujet de l'assurance chômage.

L'aversion au risque. Lorsqu'il existe une distribution de salaires, un chômeur est aversé au risque s'il préfère un revenu certain égal à l'espérance du salaire plutôt qu'un salaire tiré aléatoirement dans cette distribution. Dans ce cas, le bien-être d'un travailleur n'est plus représenté par son revenu, mais par l'utilité que lui procure son revenu. Par conséquent, le chômeur ne maximise plus l'espérance de son revenu actualisé, mais l'espérance intertemporelle de son utilité U , où U est une fonction concave non décroissante.

Pratt (1964) et Arrow (1965) ont proposé l'indicateur suivant afin de mesurer l'aversion absolue au risque :

$$\chi = -\frac{U''}{U'}$$

Un chômeur, dont la fonction d'utilité est U_a , est plus aversé au risque qu'un chômeur dont la fonction d'utilité est U_b , si $\chi_a \geq \chi_b$. Quels sont les effets d'une augmentation de l'aversion au risque sur le comportement des chômeurs? Hall, J.R., Lippman, S.A., et McCall, J. (1979) et Nachman (1975) ont montré qu'en présence d'aversion au risque, les chômeurs acceptent plus facilement une offre d'emploi. Autrement dit, le salaire de réservation est plus faible et baisse plus rapidement lorsque la richesse diminue. Ainsi, l'introduction de l'aversion au risque ne modifie pas les résultats qualitatifs que nous avons vu précédemment. En revanche, les travailleurs s'avèrent être plus sensibles à une modification du système d'assurance chômage. Par conséquent, l'aversion au risque affecte le ratio optimal d'assurance chômage. Acemoglu, D. et Shimer, R. (1999), et plus récemment Lehman, E. et Van Der Linden, B. (2004) ont abordé le problème de l'aversion au risque en utilisant des modèles d'appariement. Ces derniers proposent un modèle dans lequel les agents sont homogènes et les salaires négociés. Leur objectif est d'étudier les propriétés d'un modèle d'appariement lorsque les agents ont des préférences concaves. Dans ce modèle, la fonction d'utilité instantanée des chômeurs s'écrit :

$$v(z - d(e))$$

avec z le montant des indemnités, e l'effort de recherche et $d(\cdot)$ la fonction de désutilité. L'existence d'aversion au risque signifie que $v'(\cdot) > 0$ et $v''(\cdot) < 0$. Le modèle est alors simulé pour plusieurs valeurs

de l'aversion au risque. Il apparaît qu'une augmentation de l'aversion au risque implique une baisse de l'effort de recherche et une hausse du taux de chômage. En effet, plus l'aversion au risque est élevée, plus le bien-être des chômeurs est sensible à une variation de l'effort de recherche. Ce résultat s'explique en grande partie par la manière dont l'effort de recherche est pris en compte dans la fonction d'utilité. Dans les chapitres suivants, nous supposons que les travailleurs sont toujours averses au risque.

La demande de travail. Le comportement des firmes n'apparaît pas dans le modèle de recherche d'emploi que nous avons étudié dans cette section. L'objectif de cette thèse est d'analyser les arbitrages entre incitations et protections. Pour cette raison, tout au long de cette thèse, nous nous focalisons sur les interactions entre l'offre d'assurance chômage et l'offre de travail. Cependant, de nombreux travaux ont montré que l'assurance chômage pouvait également affecter le comportement des firmes. Par exemple, une augmentation des allocations de chômage peut améliorer le pouvoir de négociation de certains travailleurs. Il en résulte alors une hausse du salaire réel à l'origine d'une aggravation du chômage. Par ailleurs, les firmes peuvent cesser de proposer des postes vacants pour les emplois les moins rémunérés qui ne trouvent plus preneurs. Un tel comportement modifie la distribution des salaires offerts par les firmes.

Dans leur article, Cahuc, P. et Lehmann, E. (2000) proposent d'étudier la dégressivité des allocations de chômage lorsque les négociations collectives des salaires sont dominées par les *insiders*. Dans ce cadre d'analyse, une dégressivité plus importante des allocations détériore le bien-être des chômeurs de long terme ce qui renforce la position des *insiders*. Cette modification du pouvoir de négociation accroît le salaire et aggrave le taux de chômage. Ainsi, la prise en compte des négociations salariales vient contredire les résultats du modèle canonique de recherche d'emploi qui prévoit une baisse du salaire de réservation et une hausse de l'effort de recherche. Plus récemment, Albrecht, J. et Vroman, S. (2005) ont également proposé un modèle d'appariement. Ces auteurs considèrent (i) des chômeurs averses au risque en présence d'indemnités de chômage dégressives et (ii) des firmes homogènes. A l'équilibre, ce modèle permet de générer une distribution des salaires bien que les agents soient homogènes. Par ailleurs, dans ce modèle, une augmentation des allocations de chômage de court terme réduit toujours le salaire de réservation. Il s'agit là d'un effet d'éligibilité que nous avons déjà vu dans le modèle de recherche d'emploi canonique : les chômeurs acceptent plus facilement un emploi afin de rester éligible à une assurance chômage plus généreuse.

1.4 Les résultats empiriques

L'estimation des effets du niveau des allocations et de la durée d'indemnisation se heurte à de nombreux problèmes. Pour commencer, le statisticien ne connaît que les salaires acceptés par les chômeurs et non la distribution des salaires offerts. Une solution possible consiste alors à imposer une forme paramétrique à la distribution des salaires et à en estimer les paramètres.

Une autre difficulté est liée à la dépendance temporelle et aux phénomènes d'hétérogénéité. En effet, les individus n'ont pas tous les mêmes chances de sortir du chômage. Par exemple, les chômeurs de longue durée ont moins de chances d'obtenir une offre d'emploi. Ce phénomène est connu sous le nom de dépendance temporelle. Pissarides (1992) propose un modèle dans lequel la perte de capital humain durant la période de chômage explique la baisse du taux de sortie des agents durant la période de chômage. Pour Blanchard, O. et Diamond, P. (1994), la dépendance temporelle s'explique par le fait que les firmes embauchent les travailleurs ayant connu les périodes de chômage les plus courtes. Ainsi, plus une période de chômage se prolonge, plus les risques de rester au chômage augmentent.

Dans tous les cas, la dépendance temporelle a pour effet de modifier la composition de la population au chômage avec la durée passée au chômage. Ce phénomène peut faire apparaître une fausse dépendance temporelle du risque de sortie du chômage biaisant les estimations concernant l'impact de l'assurance chômage. Dans ce qui suit, nous nous intéressons à l'estimation des modèles de durée, puis

nous présentons les principaux résultats concernant l'impact des systèmes d'indemnisation sur la durée du chômage.

1.4.1 Estimation des modèles de durée

L'objectif des modèles de durée est d'analyser le rôle joué par les différentes caractéristiques des chômeurs dans l'explication de la longueur des épisodes de chômage. Dans ce cadre, le montant de l'allocation de chômage versée aux individus est une caractéristique parmi d'autres. Les modèles de durée permettent notamment de prendre en compte le rôle de l'hétérogénéité dans la réduction du risque de sortie du chômage. Afin de mieux comprendre, intéressons nous au cas d'une population de chômeurs constituée de deux types de personnes. La première catégorie de chômeurs regroupe les individus les mieux insérés sur le marché du travail alors que la seconde catégorie est constituée d'individus en situation d'exclusion. A chaque période, la probabilité de sortir du chômage est égale à π_1 pour le premier groupe et π_2 pour le second avec $\pi_1 > \pi_2$. Par conséquent, la probabilité moyenne de sortie du chômage lors de la t^{eme} période de chômage s'écrit :

$$\bar{\pi}(t) = \rho(t)\pi_1 + (1 - \rho(t))\pi_2 \quad (1.39)$$

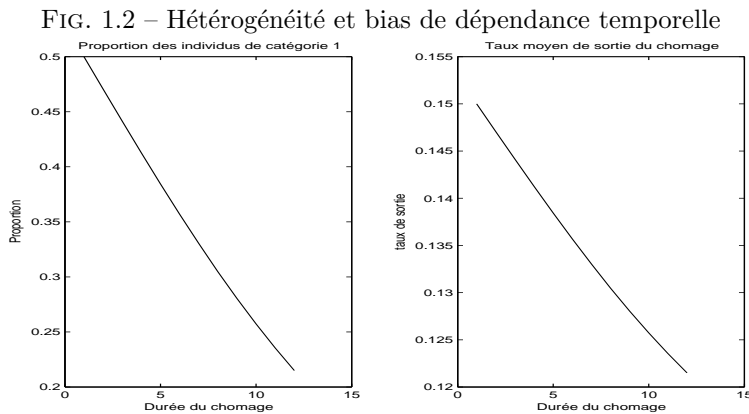
où $\rho(t)$ est la proportion de chômeurs de la première catégorie parmi l'ensemble des chômeurs dont la durée de chômage est égale à t . Ainsi, l'évolution du taux de sortie dépend entièrement de celle de la proportion de chômeurs de la première catégorie. On obtient :

$$d\bar{\pi}(t) = (\pi_1 - \pi_2) \frac{d\rho(t)}{dt} \quad (1.40)$$

Dans la mesure où la probabilité de sortir du chômage suit un processus de Poisson de paramètre π , la probabilité d'être encore au chômage après t périodes est égale à $\exp(-t\pi)$. Après quelques manipulations, on obtient alors :

$$d\bar{\pi}(t) = -(\pi_1 - \pi_2)^2 (1 - \rho(t)) \frac{\rho(t)}{\rho(1)} < 0 \quad (1.41)$$

où $\rho(1)$ est la proportion de chômeurs de la première catégorie lors de la première période de chômage. Ainsi, il apparaît que le taux moyen de sortie du chômage diminue avec le temps alors que le taux de sortie du chômage de chaque catégorie de chômeurs est constant. Ce phénomène est dû au fait que les personnes de la première catégorie sortent plus rapidement du chômage. La baisse de la proportion de cette catégorie parmi l'ensemble des chômeurs se traduit par une diminution du taux moyen de sortie. La figure 1.2 présente une illustration de ce phénomène pour $\pi_1 = 0.2$, $\pi_2 = 0.1$ et $\rho(1) = 50\%$.



Ce phénomène pourrait être interprété comme la preuve de l'existence d'une dépendance temporelle du taux de sortie du chômage. De plus, il pourrait biaiser les résultats concernant les effets de l'assurance

chômage. Il s'avère donc nécessaire de contrôler l'hétérogénéité inter-individuelle. Une autre difficulté rencontrée lors de l'estimation des déterminants de la durée du chômage est liée à l'existence d'observations dites "censurées". Par exemple, lorsque la date du début de l'épisode de chômage est antérieure à la date de début de l'enquête, on dit que les données sont censurées à gauche. Inversement, pour les individus encore au chômage lors de la fin de l'enquête, on parle de données censurées à droite. La présence de censure peut conduire à sous-estimer la durée moyenne des épisodes de chômage. Les modèles de durée permettent de contrôler les données censurées en ayant recours à la méthode du maximum de vraisemblance. Cette méthode utilise les données de manière différente selon que l'épisode de chômage est ou non censuré. Ainsi, quand la durée est censurée, le taux de sortie est évalué à travers la fonction de survie qui mesure la probabilité que la durée dépasse une valeur t si l'individu est encore au chômage à la période $t - 1$. Par contre, lorsque les données ne sont pas censurées, la contribution à la vraisemblance se fait à l'aide de la fonction de risque qui mesure les chances de quitter le chômage à la période t quand l'individu est encore chômeur en $t - 1$.

L'estimation des modèles de durée repose sur le concept de *fonction de hasard*. La fonction de hasard donne la probabilité qu'à un individu de retrouver un emploi compte tenu de sa durée de chômage. Notons cette probabilité $\psi(t, \kappa)$ avec t la durée de l'épisode de chômage et κ un vecteur représentant les caractéristiques individuelles du chômeur. Il est alors possible de définir la dépendance temporelle. Lorsque $\frac{\partial \psi}{\partial t} < 0$, la probabilité de sortir du chômage diminue avec le temps. On parle alors de dépendance temporelle négative. Par contre, si $\frac{\partial \psi}{\partial t} > 0$, la probabilité de retrouver un emploi augmente avec la durée du chômage. Dans ce cas, il s'agit de dépendance temporelle positive. Kaplan, E. et Meier, B. (1958) ont été les premiers à estimer des fonctions de hasard. Il s'agissait d'estimations non-paramétriques. Ce type d'estimation présente l'avantage de ne pas exiger la définition d'une forme de la distribution des durées de chômage. Cependant, elle ne permet pas de traiter correctement les problèmes liés à l'hétérogénéité.

TAB. 1.11 – Fonctions de hasard

| Loi | Fonction de densité | Fonction de hasard |
|--------------------|--|--|
| Loi Exponentielle | $\gamma \exp[-\gamma t]$ | γ |
| Loi de Weibull | $\gamma \alpha^\gamma t^{\gamma-1} \exp[-(\alpha t)^\gamma]$ | $\gamma \alpha^\gamma t^{\gamma-1}$ |
| Loi Log-logistique | $\gamma \alpha^\gamma t^{\gamma-1} [1 + (\alpha t)^\gamma]^{-2}$ | $\gamma \alpha^\gamma t^{\gamma-1} [1 + (\alpha t)^\gamma]^{-1}$ |

Une autre solution consiste à faire des hypothèses sur la distribution des durées de chômage. Ce choix a priori d'une distribution n'est évidemment pas sans conséquence quant à la dépendance temporelle (voir par exemple Heckman, J. et Singer, B. (1984)). Le tableau 1.11 décrit les fonctions de hasard les plus fréquemment utilisées. La première d'entre elles est la loi exponentielle. La fonction de hasard correspondant à cette loi est constante et égale à γ ce qui signifie qu'il n'existe aucune dépendance temporelle. La loi Weibull possède deux paramètres ce qui la rend plus flexible que la loi exponentielle. Lorsque le paramètre γ est supérieur à 1, la dépendance temporelle est positive. Par contre si $\gamma < 1$, on observe une dépendance temporelle négative. Dans tous les cas, la loi Weibull propose une dépendance temporelle monotone. Ce n'est pas le cas de la loi Log-logistique pour laquelle la dépendance temporelle peut être positive, puis négative lorsque γ est supérieur à 1.

L'utilisation de ces fonctions de hasard permet d'évaluer le rôle des caractéristiques des individus dans l'explication de la durée du chômage. Ces caractéristiques peuvent être individuelles comme le diplôme, l'expérience et le sexe, ou bien institutionnelles comme le montant et la durée d'indemnisation auxquels a le droit un chômeur. L'estimation peut se faire à l'aide d'un modèle à hasard proportionnel introduit par Cox (1972)⁵. On estime alors la fonction de hasard suivante :

$$\psi(t|X, B) = \psi_0(t)G(X, B) \quad (1.42)$$

où X est un vecteur de caractéristiques individuelles, B est un vecteur de paramètres à estimer, ψ_0

⁵Pour plus d'informations, on peut également se reporter à Kiefer (1988)

est la fonction de hasard de base identique pour l'ensemble des individus et $G(X,B)$ est une fonction des covariables et des paramètres associés. Généralement, on retient une fonction exponentielle de type $G(X, B) = \exp(X, B)$.

Ce modèle permet de prendre en compte l'existence d'une hétérogénéité observable entre les individus comme par exemple celle liée au diplôme ou à l'âge. Cependant, il existe également des caractéristiques inobservables susceptibles de venir biaiser les estimations. Lancaster (1979) montre que l'utilisation d'un modèle à hasard proportionnel mixte peut permettre de contrôler cette hétérogénéité non observée. Pour cela, il suffit d'introduire dans le modèle à hasard proportionnel une variable aléatoire σ , invariante dans le temps, représentant l'hétérogénéité inobservée. On estime alors la fonction de hasard suivante :

$$\psi(t|X, B) = \psi_0(t, B_0)G(X, B_x)\sigma \quad (1.43)$$

La variable aléatoire σ est fréquemment représentée par une loi discrète ou une loi Gamma.

1.4.2 Les déterminants de la durée du chômage

Récemment, de nombreuses études économétriques ont analysé les déterminants de la durée de chômage. Le système d'indemnisation du chômage n'est évidemment pas le seul facteur explicatif de la longueur des épisodes de chômage. Ainsi, le niveau d'étude, l'expérience, le sexe ou le stock d'actifs financiers affectent significativement la durée passée au chômage.

Joutard, X. et Werquin, P. (1992) montrent que le sexe a un effet significatif sur la durée du chômage. Le retour vers l'emploi semble plus facile pour les hommes. Katz, L. et Meyer, B. (1990) retrouvent le même résultat à partir de données américaines. Cependant, ce résultat n'est vrai que pour la reprise d'un emploi stable. En effet, les hommes et les femmes ont les mêmes probabilités d'obtenir un contrat précaire. Les travaux de Cases (1996) viennent confirmer ces résultats sur données françaises. Ils montrent que les hommes percevant une allocation ne reprennent pas plus rapidement un emploi que ceux n'étant pas indemnisés. En revanche, pour les femmes, les durées de chômage sont plus longues lorsqu'elles ne sont pas indemnisées. Ainsi, il semble que les femmes rencontrent plus de difficultés que les hommes sur certains segments du marché du travail notamment lorsqu'elles n'ont jamais travaillé ou ont connu plusieurs périodes de chômage. A partir de données suédoises, Edin (1989) confirme ces résultats en montrant que les femmes ont un taux de sortie vers un emploi régulier plus faible. Le nombre d'enfants à charge peut également influencer le taux de retour à l'emploi notamment pour les femmes célibataires. Theeuwes, J., Kerkhofs, M., et Lindebook, M. (1990) (sur données néerlandaises) constatent que les mères célibataires ont moins de chances de retrouver un emploi et plus de risques de transiter vers le chômage. Cette étude prouve également que l'éducation a un effet positif sur le taux de sortie du chômage des femmes, mais pas sur celui des hommes.

L'âge est également une caractéristique essentielle dans l'explication des durées de chômage. Selon Ruggiero (1992), les personnes de plus de 35 ans retrouvent moins facilement un emploi. La durée de chômage est d'autant plus brève que le chômeur est jeune. Deux phénomènes peuvent expliquer ce résultat. D'une part, les entreprises peuvent adopter un comportement de stigmatisation envers les seniors. D'autre part, comme nous l'enseigne la théorie de la recherche d'emploi, les individus peuvent réduire leur effort de recherche avec l'âge. En effet, pour les individus proches de l'âge de la retraite, la durée de vie d'un emploi est plus courte ce qui réduit le rendement marginal de la recherche. Ainsi, on constate que le retour vers l'emploi diminue nettement entre 55 et 60 ans. Cette classe d'âge sort fréquemment du chômage en quittant le marché du travail pour l'inactivité. Sur données suédoises, Carling, K., Edin, P., Harkman, A., et Holmlund, B. (1996) proposent une analyse du rôle du genre, de l'âge et de l'assurance chômage sur le taux de sortie. Les résultats qualitatifs s'avèrent proches de ceux observés en France. Lynch (1989) (sur données américaines) souligne que les chances de retour à l'emploi sont meilleures pour les jeunes chômeurs en bonne santé.

Les caractéristiques individuelles liées à l'itinéraire professionnel des individus, comme le diplôme ou le type d'emploi occupé précédemment, affectent également les durées de chômage. Par exemple, Bonnal,

L. et Fougère, D. (1990) mettent en évidence un effet positif du niveau d'étude sur la probabilité de sortir du chômage. Ce résultat est vérifié pour l'ensemble des chômeurs à l'exception des femmes possédant un niveau CAP ou BEP. Par ailleurs, il peut être judicieux de distinguer les différents motifs de rupture du contrat de travail. En effet, Cases, C. et Lollivier, S. (1994) montrent que les individus au chômage suite à la fin de leur contrat de travail ont une probabilité plus élevée de sortir du chômage via un autre emploi précaire. Ainsi, les personnes ayant occupé un CDD sortent rapidement du chômage, mais uniquement vers un nouvel emploi en CDD. Enfin, l'ancien salaire des chômeurs possède un effet significatif sur le taux de sortie du chômage. Il apparaît que ceux qui avaient les salaires les plus élevés retrouvent plus facilement un emploi.

Pour terminer, le patrimoine des ménages influence également la longueur des épisodes de chômage. En utilisant des données anglaises, Stancanelli (1999) montre que le niveau de richesse réduit significativement la probabilité de retour à l'emploi. Selon Bloemen, H. et Stancanelli, E. (2001), le salaire de réservation d'un chômeur est d'autant plus élevé que son patrimoine est important. Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J-O., et Langot, F. (2003) confirment ce résultat sur données européennes en montrant que les ménages possédant un stock d'actifs financiers restent plus longtemps au chômage. Ce phénomène semble être en adéquation avec les prédictions de certains modèles de recherche selon lesquels l'épargne permet aux individus d'être plus sélectifs dans leur prospection d'emploi. Pour leur part, Brunet, C. et Lesueur, J.Y. (2004) s'intéressent aux différences entre propriétaires et locataires. Ils mettent alors en évidence que les personnes propriétaires de leur logement ont des durées de chômage plus longues que les locataires. Deux mécanismes permettent d'expliquer ce résultat : D'une part, les propriétaires au chômage disposent d'un capital dont le rendement est le loyer. Par conséquent, ils n'ont pas les mêmes contraintes financières que les locataires. D'autre part, les chômeurs propriétaires de leur logement sont moins mobiles que les locataires ce qui se traduit par une diminution des offres d'emploi.

1.4.3 L'impact des systèmes d'indemnisation

De nombreux travaux ont été réalisés afin d'analyser l'effet des systèmes d'indemnisation sur le comportement des chômeurs. Ces études confirment les prévisions des modèles de recherche en mettant en évidence un impact positif des allocations sur la durée des épisodes de chômage. Lancaster, T. et Nickell, S. (1980) affirment que *"L'effet, sur les durées de chômage, du niveau relatif des allocations chômage est cohérent à la fois avec les raisonnements théoriques et nombre d'études antérieures.(...) On peut considérer que la valeur de l'effet des allocations est maintenant un paramètre bien établi..."* Cependant, comme nous allons le voir, cet effet reste modéré.

Le salaire de réservation et l'effort de recherche sont des données par essence difficilement observables. C'est la raison pour laquelle la plupart des études sur l'assurance chômage se limite à mesurer l'élasticité de la durée du chômage par rapport au ratio de remplacement ou/et à la durée d'indemnisation. La majorité de ces études nous apprend que la durée des épisodes de chômage augmente avec la générosité des indemnités. Selon Florens, J.P., Gerard-Varet, L.P., et Werquin, P. (1989), une augmentation des indemnités réduit bien la probabilité de retour vers l'emploi. Cependant, cet effet n'apparaît que pour un montant supérieur à 550 euros par mois. De son côté, Van Den Berg, G. (1990) montre que les individus resteraient 5 semaines de plus au chômage si les indemnités étaient augmentées de 10% pendant la deuxième année de chômage. Parallèlement, la hausse ne serait que d'une semaine si les indemnités augmentaient dans les mêmes proportions durant la première année de chômage. Ainsi, pour Layard, R., Nickell, S., et Jackman, R. (1991), l'élasticité de la durée du chômage par rapport au montant des indemnités varie de 0.2 à 0.9 selon la population considérée.

Les résultats théoriques concernant la limitation de la durée de versement sont également validés par de nombreuses études empiriques. A partir de données américaines, Moffit (1985), puis Katz, L. et Meyer, B. (1990) montrent que la durée du chômage augmenterait d'une à deux semaines en cas d'augmentation de la durée de versement de 10 semaines. Meyer (1990) confirme l'existence d'un effet de la limitation de la durée de versement en mettant en évidence une rupture du taux de sortie du chômage entre les

individus éligibles et ceux n'ayant plus le droit à l'assurance chômage. Dans la lignée de ces travaux, Joutard, X. et Ruggiero, M. (1994), puis Prieto (2000) montrent que la fin des droits à l'indemnisation est précédée d'un pic du taux de sortie du chômage. Ainsi, selon Joutard, X. et Ruggiero, M. (1996), *"l'approche de la fin des droits à l'indemnisation accroît le taux de retour vers l'emploi de 22.63% pour les plus jeunes"*. Enfin, les résultats de Dormont, B, Fougère, D., et Prieto, A. (2001) suggèrent que les chômeurs qualifiés reprennent plus facilement un emploi à l'approche de l'arrivée de la fin des droits. En fin de compte, les études s'intéressant à l'effet de la durée d'indemnisation estiment l'élasticité de la durée du chômage par rapport à la durée potentielle d'indemnisation entre 0.1 et 0.9.

L'estimation de l'élasticité du salaire de réservation est plus complexe dans la mesure où, contrairement aux durées de chômage, ce salaire n'est pas directement observable. Le statisticien doit alors demander à un panel de chômeurs à partir de quel salaire ils seraient prêts à reprendre le travail. En général, les valeurs de cette élasticité sont basses. A partir de données américaines, Kieffer, N. et Neumann, G. (1979) évaluent cette élasticité entre 0.02 et 0.2. Pour sa part, Van Den Berg, G. (1990) estime cette élasticité entre 0.04 et 0.09. Une étude de Rioux (2001) s'intéresse au cas français. Il apparaît que le salaire de réservation d'un chômeur au RMI est égal à 5.29 euros de l'heure contre 6.15 euros pour les autres chômeurs. Ainsi, 60% des chômeurs au RMI ont un salaire de réservation inférieur au Smic. En revanche, pour les autres chômeurs, 11% acceptent de travailler pour un salaire inférieur au Smic, 25% ont un salaire de réservation proche du Smic et 64% souhaitent obtenir un salaire supérieur au Smic. Conformément à la théorie de la recherche d'emploi, le salaire de réservation diminue avec la durée de l'épisode de chômage. Cependant, cette élasticité est faible et varie d'une catégorie de chômeurs à une autre. En effet, pour les chômeurs indemnisés cette élasticité du salaire de réservation par rapport à la durée vaut 0.138 alors qu'elle n'est que de 0.035 pour les chômeurs au RMI. Il semble donc que le salaire de réservation soit très proche de la borne inférieure de la distribution des salaires. De nombreuses études estiment que la probabilité d'accepter une offre d'emploi se situe entre 90% et 100% (voir Van Den Berg, G. (1990), Devine (1988) et Wolpin, K. (1987)). Dans ces conditions, le taux de retour vers l'emploi dépend avant tout de la probabilité d'obtenir une offre. On peut alors se poser des questions sur l'optimalité des politiques visant à contrôler les refus d'emploi des chômeurs. Nous reviendrons sur ce point en détail dans un chapitre suivant.

1.5 Conclusion

Ce chapitre nous a permis d'avoir une vue d'ensemble des problématiques actuelles liées aux systèmes d'indemnisation du chômage. Nous avons vu que les années 50-60 ont été marquées par la montée en puissance du système français d'indemnisation du chômage. A partir des années 70, la hausse du chômage a conduit les économistes et les décideurs publics à s'interroger sur les effets de l'assurance chômage sur le retour à l'emploi. Ces réflexions ont débouché sur des réformes de l'assurance chômage. On peut distinguer deux approches. La première consiste à réduire le montant ou la durée de versement des allocations. La seconde favorise l'accompagnement des chômeurs en proposant des stages de formation et des entretiens réguliers entre les chômeurs et l'agence pour l'emploi. La France s'est peu à peu engagée dans la seconde voie avec l'instauration du PARE. Cependant, le suivi des chômeurs français n'est pas comparable à celui des chômeurs finlandais ou norvégiens. En effet, le taux de sanction reste très faible en France alors qu'il atteint 2.69% en Finlande et 5.01% en Norvège. Ainsi, le système français semble être à mi-chemin entre ces deux approches de l'assurance chômage.

Dans un second temps, nous nous sommes intéressés aux enseignements de la littérature économique. Lorsque les allocations sont versées indéfiniment, il apparaît qu'une hausse des indemnités réduit toujours le taux de sortie du chômage, ce qui se traduit par un allongement de la durée des épisodes de chômage. Deux mécanismes sont à l'origine de cette baisse du taux de sortie. Pour commencer, l'écart entre l'espérance d'utilité des chômeurs et celle des employés diminue ce qui encourage les chômeurs à fournir un effort de recherche moindre. Enfin, les chômeurs sont incités à se montrer plus sélectifs envers les propositions d'embauche. Par conséquent, les chômeurs reçoivent moins d'offres d'emploi et les refusent

plus fréquemment. L'introduction d'un critère d'éligibilité ou d'un environnement non stationnaire peut venir nuancer cette conclusion. En effet, lorsque le montant des indemnités dépend de la durée passée au chômage, les chômeurs éligibles tentent de retrouver un emploi afin de ne pas subir une baisse de leurs allocations. Par ailleurs, lorsque les indemnités sont élevées, les chômeurs non éligibles ont intérêt à sortir du chômage afin de retrouver leur statut d'employé éligible.

Les études empiriques confirment les résultats des modèles théoriques. Ainsi, des indemnités de chômage plus généreuses ont un effet positif sur le salaire de réservation et un effet négatif sur l'effort de recherche. Une hausse de 10% des allocations de chômage se traduit ainsi par une augmentation de la durée des épisodes de chômage de l'ordre de quelques semaines. Par ailleurs, plusieurs études ont mis en évidence un taux de sortie du chômage plus élevé pendant les semaines qui précèdent la suppression des droits aux indemnités de chômage. Ainsi, il apparaît que les systèmes d'indemnisation du chômage affectent négativement le niveau d'emploi. Cependant, ces systèmes ne peuvent pas être évalués uniquement à partir de leur impact sur le taux de chômage. En effet, l'assurance chômage a d'autres objectifs. Tout d'abord, elle permet de couvrir les ménages contre les risques de fluctuations du revenu associés à la perte d'un emploi. Comme nous le verrons plus tard, les individus peuvent également se protéger contre ces risques en ayant recours à l'épargne. Ensuite, l'indemnisation du chômage peut améliorer la productivité moyenne de l'économie en permettant aux chômeurs de rechercher les meilleurs emplois. Enfin, il convient de ne pas négliger les contraintes financières des caisses d'assurance chômage. Ainsi, le système d'assurance chômage optimal doit prendre en compte l'impact des indemnités sur le taux de chômage, le niveau de protection des individus, la qualité des emplois acceptés par les chômeurs et les finances publiques. Dans le chapitre suivant, nous nous attacherons à déterminer les caractéristiques d'un contrat optimal d'assurance chômage.

Chapitre 2

Le modèle canonique d'assurance chômage optimale

2.1 Introduction

L'assurance chômage a pour mission de couvrir les ménages contre le risque d'une perte de revenu consécutive à un licenciement. Cependant, les systèmes d'indemnisation sont également à l'origine d'un phénomène d'aléa moral. En effet, l'incitation à sortir du chômage est faible lorsque l'effort de recherche n'est pas observable et que l'allocation chômage est égale au dernier salaire perçu par le travailleur. C'est la raison pour laquelle aucun organisme gestionnaire de l'assurance chômage n'offre une assurance parfaite. Flemming (1978) et Baily (1978) ont montré que le niveau optimal d'assurance chômage était fonction de l'aversion au risque et de la réaction des chômeurs face à une augmentation du montant des indemnités.

Ce problème d'aléa moral est dû au fait que les organismes de gestion de l'assurance chômage n'observent pas parfaitement le comportement des chômeurs. Dans un tel contexte, ces organismes de gestion sont dans l'impossibilité d'imposer aux chômeurs le respect de leurs engagements. Si l'effort de recherche et le salaire de réservation des chômeurs étaient observables, l'assurance chômage pourrait être parfaite. Mais lorsque l'information est imparfaite, l'assurance chômage doit également jouer un rôle incitatif. Il existe donc un arbitrage entre protection et incitation. C'est pourquoi la plupart des systèmes d'indemnisation propose des allocations dégressives dont le montant est inférieur au dernier salaire perçu. Dans ce chapitre, nous allons nous attacher à déterminer les caractéristiques d'un contrat optimal d'assurance chômage.

On doit les premières contributions sur l'assurance chômage optimale à Shavell, S. et Weiss, L. (1979). Ces auteurs montrent que le contrat optimal est caractérisé par une réduction des indemnités de chômage avec le temps. Un tel profil sanctionne les agents qui ne sortent pas du chômage en réduisant leur consommation. Dans la mesure où la réduction de la consommation ne porte que sur les revenus des chômeurs, la dégressivité s'avère importante. Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) reprennent le même modèle, mais proposent d'y introduire une taxe sur les salaires. Le contrat optimal est alors caractérisé par une diminution des allocations de chômage et une hausse des taxes sur les salaires lorsque le temps passé au chômage augmente. Ce résultat est assez intuitif. Afin de fournir des incitations intertemporelles, le principal sanctionne les agents restant au chômage par une réduction de leur consommation future. Pour cela, le principal peut soit réduire le montant futur des allocations de chômage, soit taxer les salaires des agents une fois qu'ils auront retrouvé un emploi. L'utilisation de ces outils de manière simultanée offre un plus grand degré de liberté au principal. Dans ce cas, l'augmentation des taxes avec la durée de l'épisode de chômage, lui permet d'offrir un profil d'indemnisation moins dégressif. Selon Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), l'instauration d'un profil dégressif permet de réduire les coûts du principal d'environ 5%. Lorsqu'il peut également utiliser une taxe sur les salaires, le gain est alors de l'ordre de 30%.

Depuis ces papiers fondateurs, les travaux sur l'assurance chômage optimale ont connu de nombreuses extensions. Werning, I. (2002) propose un modèle dans lequel l'agent peut accumuler un stock de capital inobservable par le principal. Lorsque l'agent peut épargner et emprunter, il n'est pas nécessaire de réduire l'allocation de chômage pour réduire la consommation. En effet, les nouveaux entrants au chômage disposent d'un stock d'actifs financiers élevé. Leur consommation est donc composée des indemnités de chômage et d'une partie de leurs actifs financiers qu'ils choisissent de liquider. Au cours de leur épisode de chômage, leur stock d'actifs financiers diminue pour devenir nul à long terme. Ainsi, même si les indemnités de chômage sont constantes, la consommation des chômeurs diminue. C'est la raison pour laquelle, contrairement aux résultats de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), l'assurance chômage optimale n'est plus dégressive.

Pour sa part, Pavoni, N. (2003b) suppose que l'agent est victime d'une dépréciation de son capital humain durant l'épisode de chômage. La perte de capital humain se traduit par une dégradation de l'employabilité de l'agent et une réduction des chances de retour à l'emploi pour un niveau d'effort donné. A long terme, le niveau d'effort de recherche fourni par les chômeurs n'affecte que marginalement la probabilité de retour à l'emploi. Par conséquent, une réduction des indemnités de chômage ne permet pas de réduire les coûts du principal de manière significative, mais réduit considérablement l'espérance d'utilité des agents. Il s'ensuit que le profil des allocations est d'abord dégressif avant de devenir plat pour

les chômeurs de longue durée ne possédant plus un stock de capital humain suffisant. La dépréciation du capital humain au cours de la période de chômage justifie l'existence de minima sociaux pour les chômeurs de longue durée. Hagedorn, M., Kaul, A., et Menzel, T. (2002) étudient le cas d'une économie où il existe deux types d'agents : les "bons chercheurs" qui ont une probabilité de retour à l'emploi élevée et les "mauvais chercheurs" qui ont peu de chance d'obtenir une offre. Le principal ne peut observer à quelle catégorie appartient un chômeur. Ils mettent alors en évidence qu'il est optimal de proposer un contrat différent à chaque catégorie d'agents. Ainsi, le contrat pour les "bons chercheurs" est caractérisé par une allocation dégressive alors que celui des "mauvais chercheurs" doit être croissant. Les "mauvais chercheurs" savent que leurs chances de devenir chômeurs de long terme sont élevées. C'est pourquoi, ils choisissent le contrat qui offre des indemnités de chômage croissantes avec le temps.

On doit le développement de cette littérature aux travaux de Spear, S.E. et Srivastava, S. (1987), Thomas, J. et Worral, T. (1988), Abreu, D., Pearce, D., et Stacchetti, E. (1990) et de Phelan, C. et Townsend, R.M. (1991) concernant la résolution des contrats dynamiques. La résolution de ces modèles consiste à fixer une valeur promise offerte à l'agent lors de son entrée au chômage, puis de déterminer de manière récursive l'utilité espérée d'un chômeur pour chaque période de chômage. Dans le modèle proposé par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), aucune restriction n'est imposée sur la valeur du chômage. Cela signifie que le principal peut réduire la valeur du chômage à chaque période ce qui se traduit par une baisse continue des allocations de chômage. Cependant, dans la plupart des systèmes d'indemnisation, il existe une borne minimum en-dessous de laquelle le montant des indemnités ne peut pas descendre. Pavoni, N. (2003a) propose de prendre en compte l'existence d'une borne minimum dans le contrat. Ainsi, le principal doit garantir à l'agent une valeur promise pour la première période de chômage et un niveau d'utilité minimum. Dans ces conditions, Pavoni, N. (2003a) montre que le ratio de remplacement doit diminuer, puis chuter brusquement pour atteindre le niveau minimum des allocations de chômage. La dégressivité plus marquée au début de la période de chômage permet au principal de réduire ses coûts et de donner plus d'incitations à la reprise du travail. Cela compense les coûts engendrés par l'obligation de fournir un niveau minimum d'utilité.

Le degré de dégressivité des indemnités de chômage mis en évidence par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) peut également s'expliquer par les hypothèses retenues pour les préférences des agents. En effet, celles-ci sont supposées être séparables ce qui implique que le niveau de consommation des agents n'affecte pas l'utilité marginale du loisir. Dans le cas de préférences non séparables, une réduction de la consommation a pour effet d'accroître l'utilité marginale du loisir. Par conséquent, des indemnités de chômage faibles encouragent les agents à réduire leur effort de recherche. Dans un tel contexte, le problème du principal est le suivant : la dégressivité des allocations de chômage fournit des incitations intertemporelles au début de la période de chômage. En effet, le principal sanctionne les agents qui restent au chômage en réduisant leur niveau de consommation. Cependant, à long terme, la baisse de la consommation accroît l'utilité marginale du loisir incitant les chômeurs à réduire leur niveau d'effort. Ainsi, le principal doit faire un arbitrage entre inciter à la recherche d'emploi et garantir aux chômeurs un niveau de consommation leur permettant de rechercher un emploi. Comme nous le verrons, le contrat optimal est alors caractérisé par un profil nettement moins dégressif se rapprochant de celui observé dans la plupart des pays de l'OCDE.

Dans les articles présentés ci-dessus, l'aléa moral est dû au caractère inobservable de l'effort de recherche. Il est également possible de supposer que le principal ne soit pas en mesure d'observer le salaire de réservation des chômeurs. Dans ce cas, il utilise le profil d'indemnisation et la taxe sur les salaires afin d'inciter l'agent à choisir un salaire de réservation optimal. Cependant, contrairement à une variation de l'effort de recherche, une modification du salaire de réservation affecte l'espérance d'utilité d'un employé. En effet, en imposant un salaire de réservation plus bas, le principal réduit la valeur associée à l'emploi et indirectement celle associée au chômage. Ainsi, une réduction du salaire de réservation a le même effet qu'une hausse des taxes dans le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) : elle réduit la consommation des agents ayant repris un emploi.

L'exposé de ce second chapitre se déroule de la manière suivante. Dans la section 2, nous présentons

le modèle canonique d'assurance chômage optimale de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) et nous le calibrons sur données françaises. Puis, nous nous intéressons dans la section 3 à l'existence d'une allocation minimum observée dans la plupart des pays de l'OCDE. Nous introduisons un niveau d'utilité minimum et, contrairement à Pavoni, N. (2003a), en analysons les effets sur les coûts du principal. Puis, nous montrons comment des préférences non séparables permettent de faire apparaître de manière endogène des minima sociaux. Enfin, le contrat optimal en présence d'une distribution de salaires est abordé dans la section 4 et la section 5 conclut.

2.2 Le contrat optimal d'assurance chômage

Nous proposons dans cette section d'analyser les caractéristiques de l'assurance chômage optimale dans le cadre d'un modèle dynamique principal-agent.

2.2.1 Le contrat optimal en information parfaite

L'environnement : préférences et technologie de recherche

Nous considérons un agent averse au risque à la recherche d'un emploi. La probabilité d'obtenir une proposition d'embauche $\pi(\cdot)$ dépend de l'intensité de recherche a de l'agent. Cette fonction de probabilité s'écrit :

$$\pi(a) = 1 - \exp(-\psi.a) \quad (2.1)$$

Elle est croissante, strictement concave, deux fois différentiable et vérifie les conditions d'Inada. Compte tenu de cette fonction de probabilité, l'agent choisit le niveau d'effort qui maximise son utilité intertemporelle notée :

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(c_t) - a_t] \quad (2.2)$$

où $\beta < 1$ est le facteur d'escompte psychologique, c_t la consommation à la période t et a_t le niveau d'effort en t . On suppose que $a_t = 0$ lorsque l'agent est employé. Ainsi, a_t correspond uniquement à l'effort de recherche des chômeurs. Par ailleurs, l'agent possède un horizon de vie infini. $u(\cdot)$ est une fonction de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave avec $u'(0) = \infty$.

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (2.3)$$

où σ représente l'aversion au risque. Nous supposons pour le moment que tous les emplois sont rémunérés de la même manière. Ainsi, lorsqu'un agent retrouve un emploi, son revenu est égal à w . Nous supposons également que les agents n'ont pas accès aux marchés financiers. Cela signifie que leur revenu est égal à w lorsqu'ils retrouvent un emploi et aux indemnités de chômage b lorsqu'ils sont au chômage. Ainsi, le principal contrôle parfaitement le flux de revenu d'un agent durant sa période de chômage.

Le principal ne peut pas observer l'effort de recherche des chômeurs. En revanche, il connaît l'environnement économique, notamment la fonction de probabilité $\pi(a)$. Dans la mesure où l'agent n'a pas la possibilité d'épargner, le principal contrôle parfaitement la consommation d'un chômeur. Il propose alors un contrat d'assurance, c'est à dire un vecteur de consommation $B = (b_1, b_2, \dots, b_t)$ où b_t est le niveau des allocations de chômage après t périodes de chômage. Étant donné ce vecteur de consommation, le chômeur choisit le vecteur d'effort $A = (a_1, a_2, \dots, a_t)$ qui maximise son utilité intertemporelle. Ainsi, un contrat est entièrement déterminé par les vecteurs A et B . Il est possible d'associer à chaque contrat (i) l'espérance d'utilité d'un agent lors de sa première période de chômage $V(1)$ et (ii) la somme actualisée des transferts entre le principal et l'agent $C(1)$. Le contrat optimal est celui qui fournit un niveau d'utilité exogène $V(1) = \bar{V}$ en minimisant les coûts $C(1)$ du principal. \bar{V} est la valeur promise par le principal. Par ailleurs, le coût $C(1)$ peut prendre une valeur positive ou négative. En effet, la fonction de coût comptabilise le versement des indemnités de chômage effectué par le principal, mais également le

payment des taxes par les employés.

Avant de nous intéresser au contrat optimal d'assurance chômage en présence d'aléa moral, nous allons étudier le cas d'un contrat optimal lorsque l'effort de recherche est parfaitement observable. Le principal souhaite offrir une espérance d'utilité \bar{V} à un agent en minimisant ses coûts. En fait, pour chaque niveau d'utilité V , il existe une valeur $C(V)$ minimisant les coûts du principal. Cette fonction $C(\cdot)$ est croissante et strictement convexe. En effet, lorsque le principal choisit de fournir une utilité plus élevée, il doit augmenter le niveau des allocations de chômage ce qui se traduit par une augmentation des coûts. Par ailleurs, la réduction de l'effort des agents est d'autant plus importante que l'augmentation de V est élevée. Cela implique un coût marginal croissant en V .

Nous pouvons maintenant écrire le problème du principal de manière récursive. Dans un premier temps, l'agent décide de son niveau d'effort de recherche compte tenu de l'utilité $V(t)$ offerte par le principal. A la période suivante, il reçoit l'utilité W d'un employé s'il trouve un emploi et l'utilité $V(t+1)$ d'un chômeur dans le cas contraire. Si l'agent reste au chômage, la somme actualisée des coûts pour le principal sera $C(V(t+1))$. Le problème du principal s'écrit donc la manière suivante :

$$C(V(t)) = \min_{b_t, a_t, V(t+1)} \left\{ b_t + \beta(1 - \pi(a_t))C(V(t+1)) \right\} \quad (2.4)$$

Sous la contrainte de la valeur promise à l'agent :

$$V(t) \leq u(b_t) - a_t + \beta[\pi(a_t)W + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \quad (2.5)$$

où β est le facteur d'escompte psychologique. W est l'espérance d'utilité associée à l'emploi. Nous supposons ici que le principal n'utilise pas de taxe sur les salaires et que l'emploi est un état absorbant. Par conséquent, l'équation de Bellman d'un employé est :

$$W = u(w) + \beta W \quad (2.6)$$

Nous pouvons en déduire que :

$$W = \frac{u(w)}{1 - \beta} \quad (2.7)$$

En notant λ le multiplicateur de Lagrange sur la contrainte de la valeur promise, nous obtenons les conditions du première ordre suivantes :

$$u'(b_t) = \frac{1}{\lambda} \quad (2.8)$$

$$C(V(t+1)) = \lambda \left[\frac{1}{\beta \pi'(a_t)} - (W - V(t+1)) \right] \quad (2.9)$$

$$C'(V(t+1)) = \lambda \quad (2.10)$$

Enfin, la condition de l'enveloppe nous donne :

$$C'(V(t)) = \lambda \quad (2.11)$$

Nous pouvons en déduire que $C'(V(t)) = C'(V(t+1))$. Cette fonction $C(\cdot)$ est strictement convexe. Par conséquent, on a $V(t) = V(t+1)$. Ainsi, lorsque l'effort de recherche est parfaitement observable, le principal choisit de fournir une espérance d'utilité constante durant toute la période de chômage. L'effort de recherche et le niveau des allocations de chômage sont donnés par les conditions du première ordre. Il apparaît qu'ils ne dépendent que de la valeur de $V(t+1)$. Par conséquent, l'effort de recherche et les allocations de chômage sont constants à travers le temps. En utilisant la condition 2.8 et en notant $V(t) = V(t+1) = \bar{V}$, on obtient alors le montant de l'allocation chômage :

$$b = [C'(\bar{V})]^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (2.12)$$

Puis, on déduit de l'équation 2.4 que :

$$C(\bar{V}) = \frac{b}{1 - \beta(1 - \pi(a_t))} \quad (2.13)$$

En combinant ces deux derniers résultats, on obtient l'expression de la valeur de l'effort en fonction du coût et du coût marginal :

$$a_t = \frac{1}{\psi} \log \left[\frac{\beta C(\bar{V})}{C(\bar{V}) - [C'(\bar{V})]^{\frac{1}{\sigma}}} \right] \quad (2.14)$$

Ainsi, lorsque le principal a la possibilité d'observer l'effort de recherche des agents, les allocations de chômage ne sont pas dégressives et l'effort de recherche est constant. Il apparaît qu'une augmentation de la valeur promise par le principal \bar{V} implique une hausse de l'allocation de chômage et une diminution de l'effort. Par ailleurs, le montant de l'allocation de chômage est une fonction croissante de l'aversion au risque. En effet, les agents dont l'aversion au risque est élevée sont très sensibles à une variation de leur niveau de consommation. Par conséquent, le principal doit offrir une indemnité b plus importante à ces agents pour fournir la même valeur promise \bar{V} .

2.2.2 Le contrat optimal avec effort de recherche inobservable

Intéressons nous à présent au contrat optimal lorsque l'effort de recherche est inobservable. Dans ce cas, le principal ne peut plus fixer directement l'effort de recherche des agents. Ces derniers vont en effet choisir le niveau d'effort de recherche maximisant leur utilité intertemporelle. L'effort de recherche est alors d'autant plus faible que la valeur du chômage est élevée. Ce comportement est à l'origine d'un aléa moral que le principal va devoir prendre en compte lors de l'élaboration du contrat d'assurance chômage. Pour cela, il va intégrer dans ses contraintes la manière dont les agents déterminent leur effort de recherche.

Une fois qu'un agent trouve un emploi, il conserve son statut d'employé indéfiniment. Nous supposons également que le principal peut taxer le salaire des employés. Par conséquent, la valeur de l'emploi dépend de la période de chômage durant laquelle l'agent a retrouvé un emploi. Ainsi, un agent ayant repris le travail après t périodes de chômage bénéficie d'une espérance d'utilité égale à :

$$W(t) = \frac{u(w - \tau_t)}{1 - \beta} \quad (2.15)$$

avec τ_t la taxe payée par un employé dont la période de chômage a duré t périodes. Nous pouvons alors écrire l'équation de Bellman pour les chômeurs :

$$V(t) = u(b_t) - a_t + \beta[\pi(a_t)W(t+1) + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \quad (2.16)$$

L'effort de recherche étant inobservable, les agents choisissent librement le niveau d'effort qui maximise leur utilité intertemporelle. Ainsi, le niveau optimal de l'effort de recherche \hat{a} est donné par la résolution du problème suivant :

$$\hat{a}_t = \arg \max_{a_t} b_t - a_t + \beta[\pi(a_t)W(t+1) + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \quad (2.17)$$

On montre alors que l'effort de recherche optimal ne dépend que de l'écart entre la valeur du chômage et celle de l'emploi. La contrainte permettant de prendre en compte la décision des agents concernant le niveau d'effort de recherche s'écrit :

$$\beta\pi'(a_t)(W(t+1) - V(t+1)) = 1 \quad (2.18)$$

Nous avons vu que le principal pouvait utiliser une taxe sur les salaires τ_t dépendant de la durée de l'épisode de chômage. La probabilité pour les agents de perdre leur emploi étant nulle, cette taxe est perçue par le principal indéfiniment. Ainsi, la somme actualisée des taxes payées par un agent dont la durée de chômage est égale à t périodes s'écrit :

$$F(\tau_t) = \frac{\tau_t}{1 - \beta} \quad (2.19)$$

Par conséquent, le programme du principal s'écrit à présent :

$$C(V(t)) = \min_{b_t, a_t, V(t+1), \tau_{t+1}} \left\{ b_t + \beta[(1 - \pi(a_t))C(V(t+1)) - \pi(a_t)\frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta}] \right\} \quad (2.20)$$

Sous les contraintes

$$V(t) \leq u(b_t) - a_t + \beta[\pi(a_t)W(t+1) + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \quad (2.21)$$

et

$$\beta\pi'(a_t)(W(t+1) - V(t+1)) = 1 \quad (2.22)$$

En notant λ le multiplicateur de Lagrange sur la contrainte de la valeur promise et η le multiplicateur de Lagrange sur la contrainte définissant l'effort de recherche optimal, nous obtenons les conditions du première ordre suivantes :

$$u'(b_t) = \frac{1}{\lambda} \quad (2.23)$$

$$-\pi'(a_t)\left[\frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta} + C(V(t+1))\right] = \eta\pi''(a_t)[W(t+1) - V(t+1)] \quad (2.24)$$

$$C'(V(t+1)) = \lambda - \eta\frac{\pi'(a_t)}{1 - \pi(a_t)} \quad (2.25)$$

$$\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} = \lambda + \eta\frac{\pi'(a_t)}{\pi(a_t)} \quad (2.26)$$

Enfin, la condition de l'enveloppe nous donne :

$$C'(V(t)) = (1 - \pi(a_t))C'(V(t+1)) + \pi(a_t)\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} = \lambda \quad (2.27)$$

En utilisant ces conditions du première ordre, nous pouvons définir les propriétés du contrat optimal d'assurance chômage. Nous allons voir que ce contrat optimal est caractérisé par (i) des indemnités dégressives et (ii) par une taxe sur les salaires croissante avec la durée de l'épisode de chômage.

PROPOSITION 1. *Le montant des indemnités de chômage diminue avec la durée de l'épisode de chômage.*

En utilisant les équations 2.25 et 2.26, nous obtenons :

$$\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} - C'(V(t+1)) = \eta\pi'(a_t)\left[\frac{1}{1 - \pi(a_t)} + \frac{1}{\pi(a_t)}\right] \quad (2.28)$$

Dans la mesure où le multiplicateur de Lagrange η est positif¹, nous en déduisons que $\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} > C'(V(t+1))$. La condition de l'enveloppe nous permet alors d'écrire :

$$\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} > C'(V(t)) > C'(V(t+1)) \quad (2.29)$$

Cette équation s'écrit également :

$$\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} > \frac{1}{u'(b_t)} > \frac{1}{u'(b_{t+1})} \quad (2.30)$$

La fonction $u(\cdot)$ étant concave, ce résultat implique (i) que les indemnités de chômage sont décroissantes avec le temps ($b_t > b_{t+1}$) et (ii) que le montant des allocations de chômage est inférieur au salaire net des employés ($w - \tau_{t+1} > b_t$).

PROPOSITION 2. *La taxe dépend de la durée du chômage et est utilisée dans le contrat optimal.*

¹voir l'annexe

En utilisant par récurrence la condition de l'enveloppe 2.27, on montre que :

$$C'(V(t-1)) = \sum_{j=0}^{T-1} \left(\prod_{i=0}^{j-1} (1 - \pi(a_{t-1+i})) \right) \pi(a_{t-1+j}) \frac{1}{u'(w - \tau_{t+j})} \\ + \prod_{i=0}^T (1 - \pi(a_{t-1+i})) C'(V(t+T))$$

Si nous faisons l'hypothèse que $\tau_t = \bar{\tau}, \forall t$. Alors, dans le mesure où la proposition implique une dégressivité des indemnités de chômage et une augmentation de l'effort de recherche avec le temps passé au chômage, nous avons :

$$0 < \prod_{i=0}^T (1 - \pi(a_{t-1+i})) < (1 - \pi(a_{t-1}))^T$$

La fonction $C'(V(t))$ étant bornée, lorsque T tend vers l'infini nous obtenons :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{i=0}^T (1 - \pi(a_{t-1+i})) C'(V(t+T)) = 0$$

Ainsi, on en déduit que :

$$C'(V(t)) = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\prod_{i=0}^{j-1} (1 - \pi(a_{t-1+i})) \right) \pi(a_{t-1+j}) \frac{1}{u'(w - \tau_{t+j})} \quad (2.31)$$

Ainsi, nous obtenons $C'(V(t)) = \frac{1}{u'(w - \tau_{t+j})}$ ce qui est contraire au résultat de l'équation 2.29. Par conséquent, la taxe ne peut être constante à travers le temps.

PROPOSITION 3. *Si la fonction de coût est convexe, si $[-\pi''(1 - \pi)\pi]/(\pi')^3$ augmente avec a et si $-\pi''/(\pi')^2$ diminue avec a , alors la taxe sur les salaires est d'autant plus grande que la dernière période de chômage a été longue*

En manipulant l'équation 2.24 à l'aide de la contrainte incitative 2.22, nous trouvons :

$$C(V(t+1)) + \frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta} = \eta \frac{-\pi''(a_t)}{\beta \pi'(a_t)^2} \quad (2.32)$$

La proposition 1 nous enseigne que la valeur du chômage diminue avec le temps. Supposons que la taxe sur les salaires diminue également avec le temps. Dans ce cas, puisque la fonction $C(\cdot)$ est croissante et convexe, la valeur de $C(V(t+1)) + \frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta}$ doit elle aussi diminuer. Par ailleurs, l'effort de recherche, qui dépend de l'écart $W(t+1) - V(t+1)$, augmente avec le temps. Compte tenu des hypothèses faites sur $-\pi''/(\pi')^2$, ce résultat est impossible. Par conséquent, la taxe ne peut diminuer avec la durée de l'épisode de chômage. En utilisant les équations 2.32 et 2.25, ainsi que la condition de l'enveloppe 2.27, nous obtenons :

$$C(V(t+1)) + \frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta} = \frac{-\pi''(a_t)[1 - \pi(a_t)]\pi(a_t)}{\beta \pi'(a_t)^3} \left[\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} - C'(V(t+1)) \right] \quad (2.33)$$

En raisonnant de la même manière que pour l'équation 2.32, on montre alors cette équation n'est pas compatible avec l'hypothèse d'une taxe sur les salaires diminuant avec la durée du dernier épisode de chômage.

2.2.3 Les résultats numériques

Nous nous intéressons ici aux résultats numériques de notre modèle calibré sur données françaises. Nous calibrons un modèle sur données mensuelles. Nous fixons le facteur de préférence pour le présent β à 0.995 ce qui correspond à un taux d'escompte de 5% par an. Nous retenons la même valeur que Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) pour la valeur de l'aversion au risque, soit $\sigma = 0.5$. Lorsqu'il

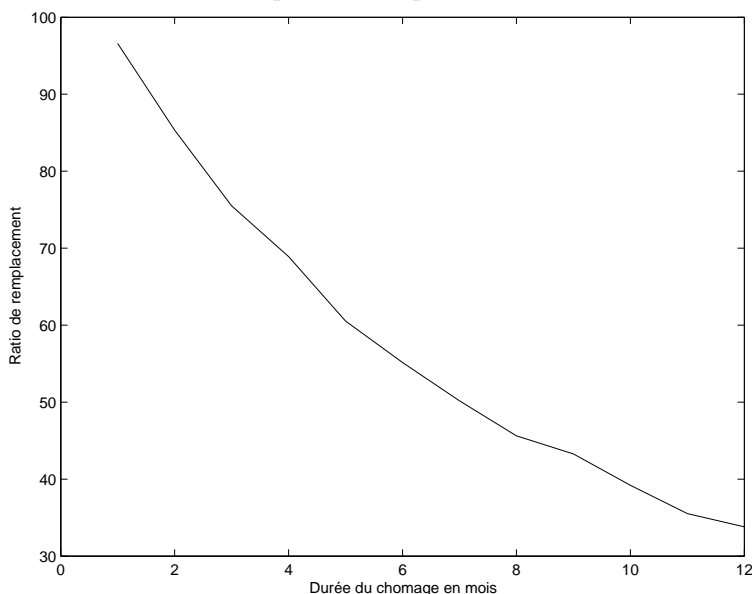
bénéficie d'un emploi, l'agent perçoit un salaire $w = 100$. La valeur promise \bar{V} est calibrée en supposant que celle-ci correspond à l'espérance d'utilité procurée par un ratio de remplacement de 50% non dégressif. Nous fixons le paramètre ψ de manière à reproduire une durée moyenne du chômage de 13 mois ce qui correspond à la durée moyenne en France (Cohen, A., Lefranc, A., et Saint Paul, G. (1997)). Nous obtenons $\psi = 0.0015$, soit un taux de sortie mensuel du chômage de 7.75% pour $\bar{b} = 50$. Enfin, nous fixons la borne minimum pour la valeur du chômage à 0.

Dans un premier temps, nous présentons les caractéristiques du contrat optimal d'assurance chômage sans taxe, puis avec une taxe sur les salaires. Nous étudierons ensuite l'effet du contrat optimal sur les coûts du principal. Puis, nous terminerons cette sous-section par une analyse des durées de chômage.

Le contrat optimal en l'absence de taxe

La figure 2.1 présente le profil du contrat optimal d'assurance chômage lorsque le principal ne taxe pas les salaires. Ce contrat est celui minimisant les coûts du principal pour une valeur promise \bar{V} donnée. Il apparaît que le ratio de remplacement doit diminuer au cours de l'épisode de chômage. Ce mécanisme encourage les chômeurs à rechercher activement un emploi. En effet, le principal incite les agents à sortir rapidement du chômage en réduisant la consommation de ceux n'ayant pas retrouvé d'emploi. En l'espace d'un an, le ratio de remplacement chute de 96.6% à 33.8%. La dégressivité est ici moins marquée que dans le cas présenté par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Ce résultat s'explique par le fait que la durée moyenne du chômage est plus importante en France que dans la plupart des autres pays de l'OCDE. Ce phénomène implique une réaction plus faible de $\pi(\cdot)$ aux variations de l'effort de recherche.

FIG. 2.1 – Ratio de remplacement optimal en l'absence d'une taxe



Ce profil d'indemnisation présente l'avantage d'offrir une meilleure indemnisation aux agents entrant au chômage. Le principal verse des indemnités plus importantes aux chômeurs de courte durée. Ses dépenses sont pourtant moins élevées. Deux mécanismes expliquent ce résultat. Premièrement, l'augmentation des indemnités constatée pour les chômeurs de courte durée est compensée par la réduction des indemnités des chômeurs de longue durée. Enfin, le profil dégressif encourage les chômeurs à accroître leur effort de recherche. Par conséquent, la durée moyenne du chômage est plus courte ce qui se traduit par une réduction des coûts supportés par le principal. Dans ces conditions, pourquoi ne pas offrir un profil d'indemnisation encore plus dégressif ? Si le principal proposait un contrat plus dégressif, il serait dans

l'obligation de verser des sommes plus importantes aux agents durant les premiers mois de chômage. Les gains financiers générés par la dégressivité ne seraient alors pas suffisants pour compenser cette hausse des dépenses. Ainsi, le contrat optimal est le résultat d'un arbitrage entre l'augmentation des coûts liée à une hausse des indemnités des chômeurs de courte durée et la diminution des coûts associée aux incitations données par la dégressivité.

Le contrat optimal avec une taxe sur les salaires

Le contrat optimal proposé précédemment est caractérisé par une forte dégressivité du ratio de remplacement. Comme Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), nous allons introduire une taxe sur le retour à l'emploi. Cet instrument supplémentaire permet au principal de mieux lisser le revenu des agents au cours du temps. Comme le montrent les graphiques 2.2 et 2.3, ce nouveau contrat propose des indemnités de chômage moins dégressives en contrepartie d'un salaire net moins élevé. Ce résultat s'explique de la manière suivante. Afin d'inciter les agents à rechercher activement un emploi, le principal doit sanctionner les individus ne sortant pas du chômage. Lorsque le principal choisit de ne pas utiliser la taxe, il ne peut encourager les chômeurs qu'en réduisant de manière importante le montant des indemnités de chômage. En revanche, quand les deux instruments sont à sa disposition, le principal peut inciter à la reprise d'emploi en réduisant le revenu des employés en fonction de la durée du dernier épisode de chômage. Dans ce cas, le revenu des employés diminue avec le temps passé au chômage et il devient possible d'offrir des indemnités de chômage moins dégressives. Ce contrat assure ainsi un meilleur lissage de la consommation des agents.

FIG. 2.2 – Ratio de remplacement optimal avec taxe

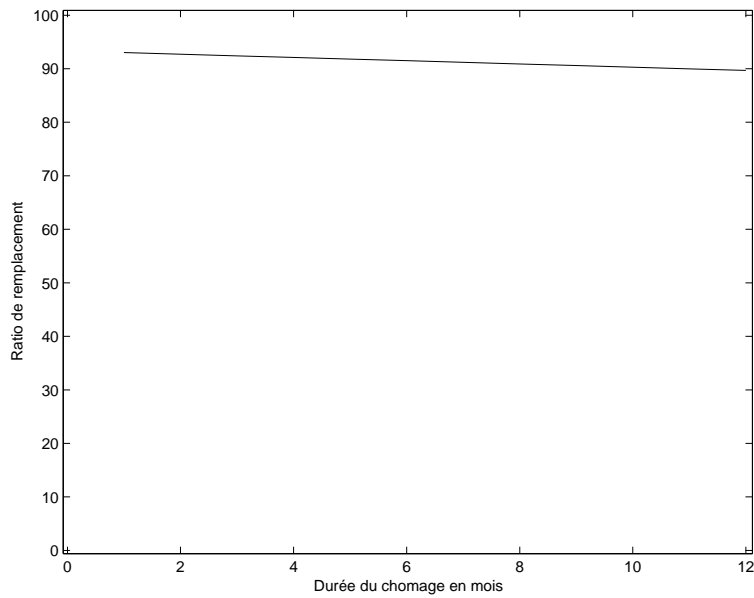
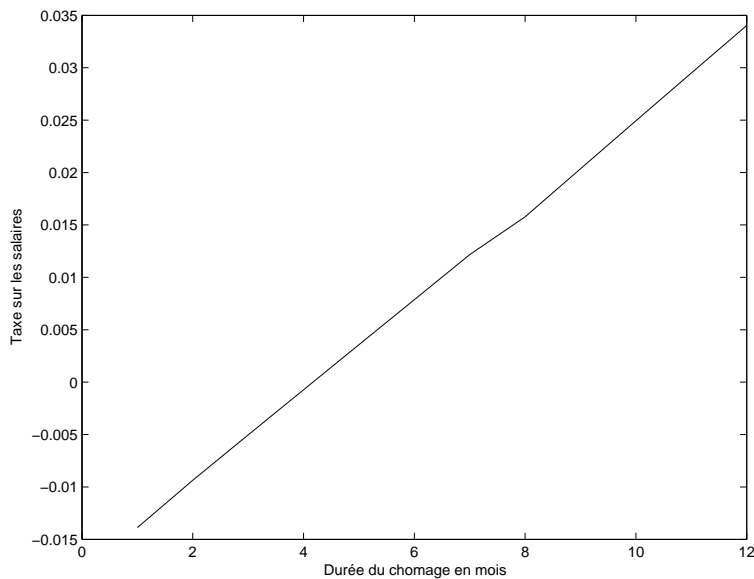


FIG. 2.3 – Taxe optimale



Le graphique 2.3 présente le niveau optimal de la taxe en fonction de la durée de chômage. Il apparaît que pour des durées de chômage inférieures à 4 mois, cette taxe est négative. Il s'agit alors d'une prime au retour à l'emploi. Pour des épisodes de chômage supérieurs à 4 mois, la taxe devient positive et augmente avec la durée. Pour le principal, cette taxe peut être appréhendée comme un moyen de remboursement. En effet, avec un tel mécanisme d'assurance, les individus ayant profité le plus longtemps des indemnités de chômage devront payer des taxes plus élevées. De même, le principal réalise des économies lorsqu'un individu sort rapidement du chômage. Dans ce cas, le principal reverse une partie de son gain financier à l'agent sous la forme d'une prime à l'emploi. Ce système a donc tendance à individualiser le financement de l'assurance chômage ce qui se traduit par une réduction des coûts pour le principal.

L'effet du contrat optimal sur les coûts

Le tableau 2.1 présente, pour 3 valeurs promises, les gains attendus du passage d'un profil plat à un profil dégressif et d'un profil plat au contrat optimal. Lorsque le profil plat est caractérisé par un ratio de remplacement de 50%, l'instauration d'un contrat optimal sans l'utilisation d'une taxe conduit à une réduction des coûts de 18.98%. Ainsi, la dégressivité des indemnités de chômage permet ici de réduire significativement les coûts du principal en conservant le même niveau d'utilité $V(1)$ offert par une assurance chômage non dégressive. La réduction des coûts s'élève à 33.81% lorsque le principal utilise la taxe sur le retour à l'emploi. On note également que le gain est d'autant plus important que le ratio de remplacement en profil non dégressif (\bar{b}) est élevé. En d'autres termes, le contrat optimal permet de réaliser des économies plus importantes lorsque le principal souhaite offrir une valeur promise élevée. En effet, une augmentation de la valeur promise se traduit par une réduction des incitations à la recherche d'emploi. Dans ce cas, la mise en place du contrat optimal permet de contrecarrer la réduction des incitations provoquée par l'augmentation de la valeur promise par le principal.

TAB. 2.1 – Coût des régimes d'assurance chômage

| Montant du ratio de remplacement non dégressif | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|
| Profil non dégressif | 486.66 | 609.18 | 780.13 |
| Indemnités dégressives | 415.26 (-14.67%) | 493.58 (-18.98%) | 586.54 (-24.82%) |
| Contrat optimal avec une taxe | 323 (-33.63%) | 403.23 (-33.81%) | 491.44 (-37.01%) |

TAB. 2.2 – Durée moyenne des épisodes de chômage (en mois)

| Montant du ratio de remplacement non dégressif | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|
| Profil non dégressif | 11.37 | 12.9 | 15.19 |
| Indemnités dégressives | 7.15 (-37.13%) | 7.4 (-42.64%) | 7.66 (-49.57%) |
| Contrat optimal avec une taxe | 6.66 (-41.42%) | 6.66 (-48.37%) | 6.67 (-56.09%) |

L'effet du contrat optimal sur les durées de chômage

Le tableau 2.2 présente les résultats concernant les durées de chômage. Le modèle est calibré afin de reproduire une durée de chômage proche de celle observée dans l'économie française, c'est à dire 13 mois. L'introduction d'un système dégressif optimal permet de réduire la durée moyenne des épisodes de chômage de 42.64%. Lorsque le principal utilise la taxe, ce gain peut atteindre 48.37%. La durée moyenne d'un épisode de chômage est alors de 6.66 mois. Comme pour les coûts, l'amélioration provoquée par l'utilisation du contrat optimal est d'autant plus importante que la valeur promise est élevée. Par ailleurs, on peut remarquer qu'une hausse de la valeur promise n'a pas les mêmes conséquences selon le régime d'assurance. Ainsi, lorsque le profil est non dégressif, une augmentation du ratio de remplacement de 45% à 50% conduit à une hausse de la durée moyenne du chômage de 11.37 mois à 12.9 mois, soit une hausse de 13.46%. En revanche, avec un profil dégressif optimal, la durée moyenne du chômage passe de 7.15 mois à 7.4 mois, soit une hausse de 3.5%. Enfin, avec le contrat optimal utilisant la taxe, l'augmentation de la valeur promise n'a pas d'effet sur la durée du chômage qui vaut alors 6.66 mois. Ainsi, en utilisant

le contrat optimal, le principal a la possibilité d'offrir une valeur promise plus importante aux agents en limitant les effets négatifs en termes de durées de chômage.

2.3 Contrat optimal d'assurance chômage et minima sociaux

Dans la section précédente, nous nous sommes intéressés au contrat optimal d'assurance chômage dans une économie où il n'existe aucun système d'assistance chômage. Le profil optimal est alors caractérisé par une dégressivité du ratio de remplacement qui tend vers 0 à l'infini. Ainsi, les chômeurs de long terme ne sont pas couverts par le régime d'indemnisation du chômage. Il existe cependant des minima sociaux dans la plupart des pays de l'OCDE. Nous allons dans cette section prendre en compte l'existence de minima sociaux dans l'élaboration du contrat optimal. Dans un premier un temps, nous nous placerons dans la lignée des travaux de Pavoni, N. (2003a) en supposant que le principal doit garantir un niveau d'utilité minimum aux agents. Nous calibrons ce modèle sur données françaises et évaluons le coût de l'introduction d'une borne minimum. Puis, nous amenderons le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en introduisant des préférences additivement non séparables. Nous verrons que dans ce cas, le niveau de consommation peut affecter positivement l'effort de recherche ce qui dans certains cas implique l'existence d'une borne minimale pour les indemnités de chômage.

2.3.1 L'introduction d'un niveau d'utilité minimum

Dans la section précédente, nous avons supposé implicitement que le ratio de remplacement minimum était égal à zéro. Cependant, les négociations avec les syndicats peuvent contraindre le principal à offrir des minima sociaux. Par ailleurs, si le ratio de remplacement n'est pas suffisamment élevé, l'utilité d'un chômeur peut devenir inférieure à celle d'un inactif. Dans ce cas, les pouvoirs publics peuvent souhaiter garantir un niveau d'utilité minimum pour encourager les agents à participer au fonctionnement du marché du travail. Nous allons donc intégrer à notre modèle initial une contrainte de participation qui s'écrit $V(t) \geq V_{min}, \forall t$. Ainsi, l'objectif du principal est de minimiser ses coûts et de garantir une valeur promise \bar{V} et un niveau minimum d'utilité V_{min} . Par conséquent, le nouveau programme du principal s'écrit :

$$C(V(t)) = \min_{b_t, a_t, V(t+1), \tau_{t+1}} \left\{ b_t + \beta[(1 - \pi(a_t))C(V(t+1)) - \pi(a_t) \frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta}] \right\} \quad (2.34)$$

Sous les contraintes

$$V(t) \leq u(b_t) - a_t + \beta[\pi(a_t)W(t+1) + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \quad (2.35)$$

et

$$\beta\pi'(a_t)(W(t+1) - V(t+1)) = 1 \quad (2.36)$$

et

$$V(t) \geq V_{min}, \forall t \quad (2.37)$$

En notant ν le multiplicateur de Lagrange sur la contrainte de participation, nous obtenons les conditions du première ordre suivantes :

$$u'(b_t) = \frac{1}{\lambda} \quad (2.38)$$

$$-\pi'(a_t) \left[\frac{\tau_{t+1}}{1 - \beta} + C(V(t+1)) \right] = \eta\pi''(a_t)[W(t+1) - V(t+1)] \quad (2.39)$$

$$C'(V(t+1)) = \lambda - \eta \frac{\pi'(a_t)}{1 - \pi(a_t)} + \nu \quad (2.40)$$

$$\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} = \lambda + \eta \frac{\pi'(a_t)}{\pi(a_t)} \quad (2.41)$$

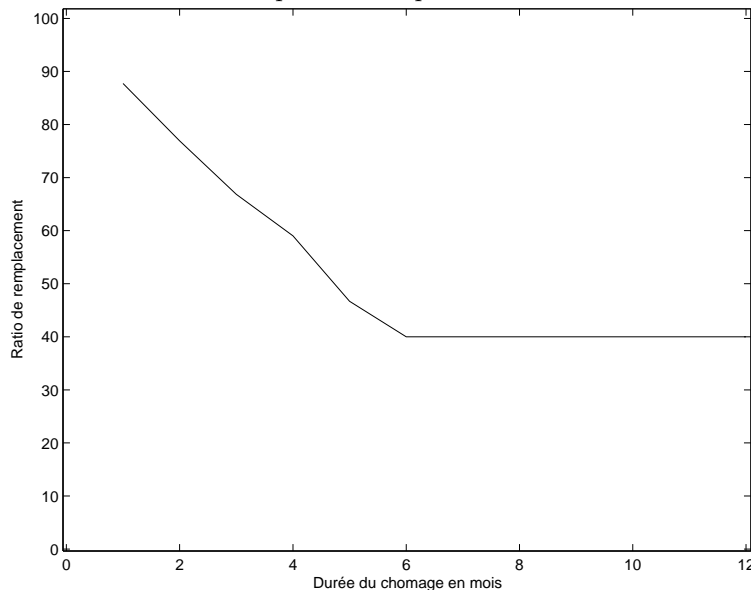
Ainsi que la condition de l'enveloppe :

$$C'(V(t)) = (1 - \pi(a_t))C'(V(t+1)) + \pi(a_t)\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} = \lambda \quad (2.42)$$

On peut alors montrer que la valeur du chômage converge toujours vers V_{min} . On peut alors distinguer deux cas. Lorsque $V(t) \geq V_{min}$, la contrainte de participation est saturée et ν est égal à 0. On retrouve alors les mêmes résultats que dans le modèle sans contrainte de participation : (i) le ratio de remplacement diminue avec la durée de l'épisode de chômage et (ii) la taxe sur les salaires est d'autant plus élevée que le dernier épisode de chômage a été long. En revanche, si $V(t) = V_{min}$, ν est strictement positif. Le contrat optimal est alors caractérisé par $V(t) = V(t+1)$ et $W(t) = W(t+1)$. Autrement dit, le ratio de remplacement est constant et la taxe sur les salaires n'augmente plus.

Afin d'analyser quantitativement les effets de l'introduction de minima sociaux, nous réalisons une nouvelle simulation de notre modèle en supposant que l'utilité espérée du chômage est bornée par V_{min} . En France, en 2005, le montant du RMI pour une personne seule représentait environ 40% du salaire minimum mensuel. Par conséquent, nous fixons la valeur V_{min} *ex-post* afin d'obtenir un ratio de remplacement d'environ 40% à long terme. Le profil d'indemnisation du chômage lorsque le principal n'utilise pas de taxe est représenté par la figure 2.4. Le nouveau contrat est caractérisé par une phase de dégressivité des allocations pendant les six premiers mois de chômage, puis par un ratio de remplacement constant et égal à 40%. Durant le premier mois de chômage, le ratio de remplacement est proche de 89% alors qu'il était de l'ordre de 96% dans le contrat sans minima sociaux. De même, après 6 mois de chômage, le ratio de remplacement était auparavant d'environ 56% alors qu'il atteint son niveau minimum avec le nouveau contrat. Ainsi, le principal réduit le montant des indemnités pendant les premiers mois de chômage afin de compenser les coûts supplémentaires occasionnés par l'instauration d'un revenu minimum. Cette baisse des allocations a aussi pour objectif d'encourager les chômeurs à sortir plus rapidement du chômage.

FIG. 2.4 – Ratio de remplacement optimal en l'absence d'une taxe



L'existence de minima sociaux modifie significativement le profil de l'assurance chômage optimale en présence d'une taxe. Les figures 2.5 et 2.6 présentent nos résultats. Lorsqu'il n'y avait pas de minima sociaux, l'introduction d'une taxe permettait de réduire la dégressivité du ratio de remplacement. Ce n'est plus le cas en présence de minima sociaux. En effet, le ratio de remplacement durant le premier mois de chômage est proche de celui obtenu en l'absence de minima sociaux. Cependant, les allocations de chômage diminuent à un rythme beaucoup plus soutenu pendant les 22 premiers mois de chômage pour

atteindre un montant équivalent 61.36% du salaire brut. Enfin, le 23^{eme} mois, le ratio de remplacement chute brusquement à 32.35%, puis devient constant.

FIG. 2.5 – Ratio de remplacement optimal avec taxe

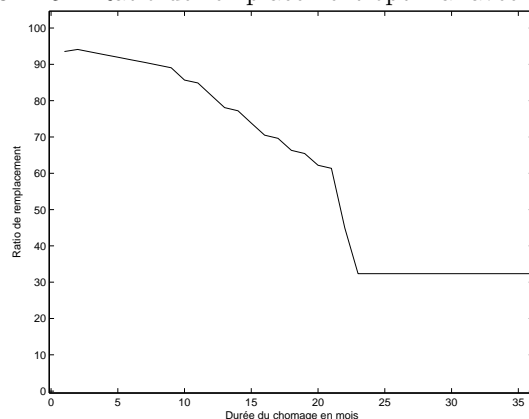
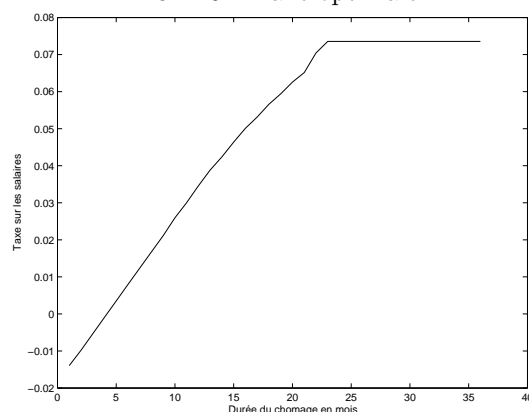


FIG. 2.6 – Taxe optimale



En parallèle, la taxe augmente pendant les 22 premiers mois, puis se stabilise à 7.36% à partir du 23^{eme} mois. Ce résultat s'explique par la stabilisation de la valeur de l'emploi. En effet, lorsque la valeur du chômage atteint V_{min} , le principal se retrouve dans un environnement stationnaire. Il choisit alors la valeur $W(t) - V_{min}$ optimale et la conserve jusqu'à la fin de l'épisode de chômage.

Ce contrat offre la même valeur promise \bar{V} que tous les contrats présentés précédemment. Comment expliquer alors les différences entre les profils d'indemnisation, notamment en présence d'une taxe ? Ces différences s'expliquent essentiellement par la possibilité qu'a le principal d'offrir des incitations intertemporelles. Lorsqu'il n'existe pas de minima sociaux, le principal peut toujours réduire le ratio de remplacement et augmenter les taxes. L'existence de ces incitations intertemporelles permet au principal de proposer une dégressivité modérée. En revanche, lorsqu'il existe des minima sociaux, les allocations b diminuent et les taxes augmentent jusqu'à ce que la valeur du chômage soit égale à V_{min} . Une fois cette valeur atteinte, le principal n'a plus la possibilité d'offrir des incitations intertemporelles. Dans de telles conditions, il ne peut inciter les agents à reprendre un emploi qu'en augmentant l'écart entre le salaire net et les allocations. C'est la raison pour laquelle la dégressivité est plus forte en présence de minima sociaux.

Quel est l'effet de l'introduction de minima sociaux sur les coûts et la durée moyenne du chômage ? Le tableau 2.3 présente le coût des différents régimes d'assurance et la durée moyenne du chômage en présence d'une valeur du chômage minimum. Il apparaît, sans surprise, que les gains financiers sont de moindre importance en présence de minima sociaux. Cependant, les différences de coûts entre le contrat avec

TAB. 2.3 – Gains du contrat optimal en présence de minima sociaux

| | Coût moyen pour un chômeur | Durée moyenne du chômage |
|-------------------------------|----------------------------|--------------------------|
| Profil non dégressif | 609.18 | 12.9 |
| Indemnités dégressives | 522.05 (-14.30%) | 7.74 (-40.00%) |
| Contrat optimal avec une taxe | 408.02 (-33.02%) | 6.66 (-48.37%) |

minima sociaux et le contrat sans minima sociaux sont faibles. En effet, l'introduction de la dégressivité permet de réduire les coûts de 14.3% et l'utilisation de la taxe permet un gain de 33.02%. En l'absence de minima sociaux, ces chiffres étaient respectivement de 18.98% et de 33.81%. La réduction des indemnités de chômage pendant la phase dégressive explique ce faible effet de l'introduction des minima sociaux sur les coûts. L'effet sur la durée moyenne du chômage est également faible pour les mêmes raisons. On remarque que les minima sociaux n'ont aucun effet sur la durée du chômage lorsque le principal utilise une taxe.

2.3.2 Contrat optimal et préférences non séparables

Jusqu'à maintenant, nous avons supposé que les préférences des agents étaient additivement séparables. Cette hypothèse n'est pas neutre quant au degré de dégressivité des allocations de chômage. En effet, comme l'indique la contrainte d'incitation 2.22, le niveau d'effort de recherche ne dépend que de l'écart entre l'espérance d'utilité d'un employé et l'espérance d'utilité d'un chômeur à la période $t + 1$. Nous allons à présent supposer que les préférences des agents sont non séparables. Dans ces conditions, l'effort de recherche est également influencé par le montant des allocations versé durant la période t . Les mécanismes économiques sont les suivants : Lorsque les préférences sont non séparables, une réduction de la consommation se traduit par une augmentation de l'utilité marginale du loisir ce qui incite les agents à réduire leur effort de recherche. Autrement dit, les chômeurs tentent de compenser la baisse de revenu dont ils sont victimes par une réduction de leur effort de recherche. Ainsi, une réduction du revenu des chômeurs peut parfois se traduire par une réduction de l'effort de recherche. L'hypothèse de préférences non séparables revient donc à supposer que la recherche d'emploi peut être moins efficace lorsque les agents ont un niveau de consommation insuffisant. Dans ce contexte, le principal fait face au problème suivant : Un ratio de remplacement dégressif permet de créer des incitations intertemporelles en réduisant les allocations des agents qui ne sortent pas du chômage. Cependant, à long terme, des allocations de chômage plus basses ont pour effet d'accroître l'utilité marginale du loisir ce qui implique un effort de recherche moins important. Par conséquent, le principal doit réaliser un arbitrage entre fournir des incitations intertemporelles à la recherche d'emploi et offrir un niveau de consommation suffisant afin de permettre aux agents de rechercher un emploi. En introduisant l'hypothèse de préférences non séparables, nous montrons que le profil d'indemnisation est caractérisé par l'existence d'une borne minimale pour des valeurs élevées de l'aversion au risque. Nous retrouvons ainsi un profil d'indemnisation plus proche de celui observé dans les économies de l'OCDE et cela sans imposer un niveau d'utilité minimum comme dans la sous-section précédente.

Le modèle

Nous envisageons à présent une fonction additivement non séparable s'écrivant ainsi :

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(c_t^\alpha (1 - a_t)^{1-\alpha})^{1-\sigma}}{1 - \sigma} \quad (2.43)$$

avec σ le coefficient d'aversion au risque, $\beta < 1$ le facteur d'escompte psychologique, c_t la consommation, a_t l'effort de recherche et α le paramètre de préférence pour la consommation. Cette fonction d'utilité implique que lorsque σ est supérieur à 1, une chute de la consommation accroît l'utilité marginale du loisir. Enfin, la probabilité d'obtenir une offre d'emploi est une fonction croissante de l'effort de recherche. Nous l'écrivons :

$$\pi(a_t) = \psi a_t \quad (2.44)$$

où ψ est un paramètre à calibrer. Nous pouvons alors écrire le programme nous donnant le contrat optimal d'assurance chômage. Lorsque le principal n'utilise aucune taxe, il minimise la fonction de coût suivante :

$$C(V_t^u) = \min_{b_t, a_t, V_{t+1}} \left\{ b_t + \beta[(1 - \pi(a_t))C(V(t+1))] \right\} \quad (2.45)$$

Sous la contrainte

$$V(t) = u(b_t, a_t) + \beta[\pi(a_t)W(t+1) + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \quad (2.46)$$

et la contrainte d'incitation

$$\beta\phi(W(t+1) - V(t+1)) = (1 - \alpha)b_t^{\alpha(1-\sigma)}(1 - a_t)^{(1-\alpha)(1-\sigma)-1} \quad (2.47)$$

Cette dernière contrainte peut également s'écrire :

$$a_t = 1 - \left[\frac{1 - \alpha}{\beta\phi(W(t+1) - V(t+1))b_t^{\alpha(\sigma-1)}} \right]^{\frac{1}{1-(1-\alpha)(1-\sigma)}} \quad (2.48)$$

Lorsque σ est supérieur à 1, $\frac{1}{1-(1-\alpha)(1-\sigma)} > 0$. Nous remarquons alors que toutes choses égales par ailleurs, une réduction de b_t réduit l'effort de recherche des agents alors qu'une baisse de l'espérance d'utilité d'un chômeur $V(t+1)$ accroît l'intensité de recherche.

En notant λ le multiplicateur de Lagrange de la contrainte 2.46 et η le multiplicateur de Lagrange de la contrainte 2.47, nous obtenons les conditions du première ordre suivantes :

$$\lambda = \frac{b_t^{1+\alpha(\sigma-1)}}{\alpha(1 - a_t)^{(1-\alpha)(1-\sigma)}} + \eta \frac{(1 - \alpha)(1 - \sigma)}{(1 - a_t)} \quad (2.49)$$

$$\frac{\beta\pi'(a_t)C(V(t+1))}{(1 - \alpha)(1 - \sigma) - 1} = -\eta(1 - \alpha)b_t^{\alpha(1-\sigma)}(1 - a_t)^{(1-\alpha)(1-\sigma)-2} \quad (2.50)$$

$$C'(V(t+1)) = \lambda - \eta \frac{\pi'(a_t)}{1 - \pi(a_t)} \quad (2.51)$$

Ainsi que la condition de l'enveloppe :

$$C'(V(t)) = (1 - \pi(a_t))C'(V(t+1)) = \lambda \quad (2.52)$$

Nous pouvons déduire de ces conditions du première ordre qu'en présence de préférences non séparables, le contrat optimal d'assurance chômage est caractérisé par des indemnités dégressives dans un premier temps, puis constante lorsque le niveau plancher des allocations est atteint.

PROPOSITION 4. En présence de préférences non séparables, les allocations de chômage ne sont plus dégressives une fois atteint un niveau plancher.

Supposons que les allocations de chômage soient toujours dégressives. La condition de l'enveloppe nous enseigne que $C'(V(t)) = \lambda > 0$. Nous déduisons alors de l'équation 2.49 que :

$$b_t > \left[\eta \frac{(1 - \alpha)(\sigma - 1)}{\alpha(1 - a_t)^{(1-\alpha)(\sigma-1)+1}} \right]^{\frac{1}{1+\alpha(\sigma-1)}} \quad (2.53)$$

Si η est strictement supérieur à zéro, cette inégalité n'est pas nécessairement vérifiée. En combinant, l'équation 2.50 et 2.53, nous trouvons que :

$$b_t > \frac{\alpha\beta\psi C(V(t+1))(\sigma-1)(1-a_t)}{1+(1-\alpha)(\sigma-1)} \quad (2.54)$$

Dans la mesure où nous nous intéressons ici au cas où le principal n'utilise pas de taxe sur le retour à l'emploi, le coût $C(V(t+1))$ est nécessairement positif. Par conséquent, le niveau des allocations de chômage est nécessairement supérieur à zéro. Il apparaît dans l'équation 2.54 que le niveau plancher des allocations de chômage est une fonction croissante de σ et α . Ce résultat s'explique de la manière suivante : Les agents fortement averses au risque sont plus sensibles à une variation de l'expression $c_t^\alpha(1-a_t)^{1-\alpha}$. C'est la raison pour laquelle ils compensent une baisse de leur consommation par une baisse de leur effort de recherche. Cette réduction de l'effort de recherche sera donc d'autant plus forte que l'aversion au risque est élevée. Dans ces conditions, le principal est dans l'obligation de fournir un niveau minimum d'allocation. En dessous de ce niveau, les gains financiers procurés par la baisse des allocations sont inférieurs aux pertes dues à l'allongement de la durée moyenne du chômage qu'entraîne la réduction de l'effort de recherche. De même, une augmentation du paramètre α signifie que les agents donnent plus d'importance à la consommation. Dans ce cas, une baisse des allocations de chômage doit être compensée par une réduction de l'effort de recherche plus significative que lorsque α est faible. Par conséquent, le principal cesse de réduire les indemnités de chômage dès lors que la baisse des allocations ne compense plus les coûts supplémentaires engendrés par la baisse de l'effort de recherche.

Nous pouvons donc distinguer deux cas. Lorsque l'inégalité 2.54 n'est pas saturée, η est supérieur à zéro et les allocations de chômage sont dégressives. En revanche, lorsque l'inégalité 2.54 est saturée, η est égal à zéro. On déduit alors de l'équation 2.51 et de la condition de l'enveloppe que :

$$C'(V(t+1)) = C'(V(t))$$

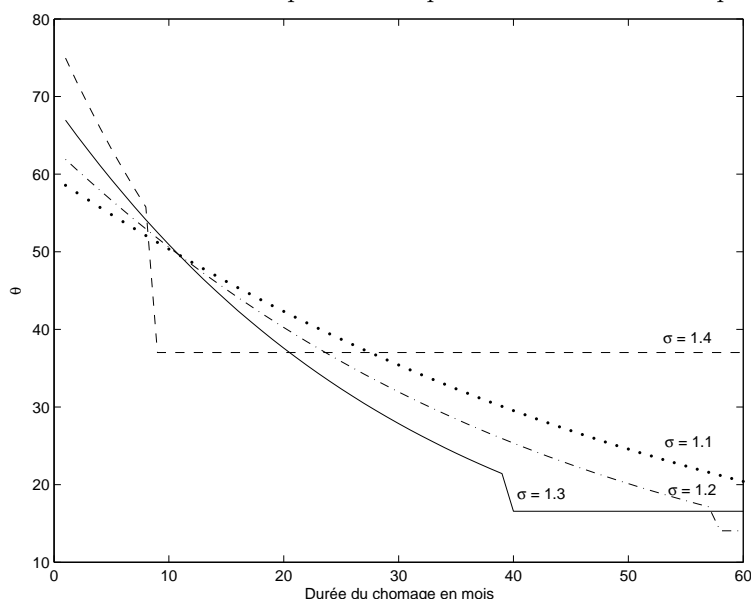
Cela implique que $V(t+1)=V(t)$ ce qui signifie que les allocations de chômage sont constantes $b_t = b_{t+1}$ tout comme l'effort de recherche $a_t = a_{t+1}$.

Les résultats numériques

Nous recalibrons le modèle afin d'obtenir les mêmes caractéristiques que dans le modèle initial. Le facteur d'escompte β est fixé à 0.995 et le salaire w est égal à 100. Le paramètre de préférence pour la consommation α est fixé à $\frac{1}{2}$. Nous réalisons nos simulations pour plusieurs valeurs du paramètre σ comprises entre 1.1 et 1.4. Comme pour le premier modèle, nous supposons dans un premier temps que le profil d'indemnisation est plat avec $b_1 = b_2 = \dots = b_\infty = 50$. Puis, nous calibrons ϕ afin de reproduire la durée moyenne du chômage observée en France. Nous trouvons $\phi = 0.15$.

Profil d'indemnisation et aversion au risque Le graphique 2.7 représente le profil d'indemnisation du chômage pour plusieurs valeurs de l'aversion au risque lorsque le principal n'utilise pas une taxe sur le retour à l'emploi. Conformément aux résultats théoriques, le profil d'indemnisation du chômage est soit dégressif, soit constant. Lorsque $\sigma = 1.1$, le profil d'indemnisation est toujours dégressif sur l'ensemble des périodes pour lesquelles nous avons réalisé nos simulations. Dans ce cas, un nouvel entrant au chômage perçoit un ratio de remplacement d'environ 60% et un agent au chômage depuis 5 ans touche 20% de son dernier salaire. Quand l'aversion au risque augmente, une borne minimale apparaît. Cette borne est plus élevée et atteinte plus rapidement lorsque l'aversion au risque est forte. Par ailleurs, il apparaît que l'allocation de chômage des nouveaux entrants est d'autant plus élevée que l'aversion au risque est importante.

FIG. 2.7 – Ratio de remplacement optimal et aversion au risque



Le mécanisme économique conduisant à ces résultats est simple. Plus l'aversion au risque est élevée, plus les agents sont sensibles à une variation de l'expression $b^\alpha(1-a)^{1-\alpha}$. Ainsi, ils compenseront une baisse des indemnités par une diminution de l'effort de recherche. Autrement dit, lorsque les allocations diminuent, l'utilité marginale du loisir augmente d'autant plus que l'aversion au risque est forte. Par conséquent, le principal ne peut pas proposer aux chômeurs un niveau de consommation trop faible. En offrant une allocation plus généreuse et des minima sociaux élevés, le principal obtient un effort de recherche plus important que s'il décidait de proposer un contrat plus dégressif. De cette manière, il accroît le taux de sortie du chômage ce qui compense les pertes générées par des indemnités plus élevées.

Préférences séparables et taxe sur le retour à l'emploi Nous avons vu qu'en présence de fonctions d'utilité non séparables, le principal ne pouvait pas toujours réduire le montant des allocations sous peine de voir les chômeurs diminuer leur effort de recherche. L'utilisation d'une taxe peut permettre de contourner ce problème. En effet, le principal peut alors proposer des indemnités élevées afin d'encourager la recherche d'emploi et fournir des incitations intertemporelles en augmentant les taxes sur les futurs salaires des agents restant au chômage. Le tableau 2.4 présente les profils d'indemnisation du chômage avec et sans taxe pour des préférences non séparables.

L'introduction d'une taxe permet de réduire la dégressivité des allocations de chômage. Par ailleurs, on observe que la taxe permet une nette augmentation du montant des allocations. En effet, le ratio de remplacement des nouveaux entrants au chômage passe de 64.14% à 108.37%. Ainsi, durant les premiers mois de chômage, le principal décide d'offrir une indemnité supérieure au dernier salaire perçu par les agents. Ce profil d'indemnisation est compensé par une taxe sur les salaires augmentant rapidement avec la durée de l'épisode de chômage. L'intuition permettant de comprendre ces résultats est simple. Lorsque la fonction d'utilité est non séparable, toutes choses égales par ailleurs, une baisse des allocations de chômage réduit le niveau d'effort de recherche. Quand le principal a la possibilité d'utiliser une taxe, il est alors préférable de donner un ratio de remplacement élevé au début de la période de chômage et d'inciter les agents à rechercher un emploi en augmentant la taxe sur le retour à l'emploi. En effet, contrairement à une réduction des indemnités de chômage, une hausse de la taxe n'a aucun effet négatif sur l'effort de recherche. Le principal va donc offrir des indemnités élevées et faiblement dégressives afin de réduire l'utilité marginale du loisir des chômeurs et taxer les salaires pour sanctionner les individus ne sortant pas du chômage.

TAB. 2.4 – Contrat optimal d’assurance chômage $\sigma = 1.25$

| Durée de l'épisode de chômage | Ratio de remplacement sans taxe | Ratio de remplacement avec taxe | Taxe (%) |
|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|----------|
| 1 | 64.14 | 108.37 | 0 |
| 2 | 62.51 | 107.74 | 0.48 |
| 3 | 60.91 | 107.12 | 0.96 |
| 4 | 59.36 | 106.50 | 1.45 |
| 5 | 57.83 | 105.88 | 1.93 |
| 6 | 56.35 | 105.27 | 2.40 |
| 7 | 54.89 | 104.66 | 2.88 |
| 8 | 53.48 | 104.06 | 3.35 |
| 9 | 52.10 | 103.46 | 3.82 |
| 10 | 50.75 | 102.86 | 4.29 |
| 11 | 49.43 | 102.27 | 4.76 |
| 12 | 48.15 | 101.63 | 5.22 |
| 24 | 35.27 | 94.85 | 10.57 |
| 36 | 30.21 | 88.48 | 15.59 |
| 48 | 25.89 | 86.53 | 20.62 |
| 60 | 22.21 | 77.10 | 25.93 |

2.4 Assurance chômage optimale et distribution des salaires

Jusqu’à présent, nous avons analysé des modèles où l’aléa moral était dû à l’inobservabilité de l’effort de recherche des agents. Dans ces modèles, les agents ne pouvaient recevoir qu’un seul niveau de salaire. Nous allons à présent supposer que la probabilité d’obtenir une proposition d’embauche est exogène, mais que le salaire proposé aux agents est tiré dans une distribution. Dans ce cas, un chômeur recevant une proposition d’embauche doit choisir entre accepter le salaire et le conserver indéfiniment ou bien refuser l’offre d’emploi et poursuivre sa recherche d’emploi dans l’espoir d’obtenir un salaire plus élevé.

Dans un tel contexte, la tâche du principal s’avère plus complexe que dans le cas où l’aléa moral provient de l’effort de recherche. En effet, une réduction des indemnités de chômage a pour conséquence de réduire le salaire de réservation des agents ce qui accroît le taux de retour à l’emploi. Cependant, la baisse du salaire de réservation réduit également l’espérance d’utilité moyenne des employés. Ainsi, même sans utiliser la taxe sur le retour à l’emploi, le principal affecte l’utilité des employés via la baisse du salaire de réservation. Enfin, en présence d’une taxe, la réduction du salaire de réservation peut être contraire à l’objectif de minimisation des dépenses du principal. En effet, un salaire moyen élevé permet au principal de fixer une taxe plus importante. Ainsi, les rentrées fiscales sont une fonction croissante du salaire de réservation. Autrement dit, l’utilisation de la taxe permet au principal de récupérer une partie des gains de la recherche des agents. Dans ces conditions, il peut être dans l’intérêt du principal de ne pas réduire le salaire de réservation. En fait, il doit réaliser un arbitrage entre les pertes générées par un système d’indemnisation plus généreux et les gains associés à de meilleures rentrées fiscales.

L’introduction d’une distribution des salaires

Nous développons un modèle dans la lignée de celui de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), mais où la probabilité d’obtenir une offre de salaire est exogène. L’aléa moral provient alors du choix de l’agent concernant le salaire de réservation. Nous considérons donc une économie dans laquelle les agents sont averses au risque. Leur espérance d’utilité inter-temporelle s’écrit :

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t)$$

où $\beta < 1$ est le facteur d’escompte psychologique, c_t est la consommation à la date t et $u(\cdot)$ est une fonction de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave avec $u'(0) = \infty$.

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

où σ est l'aversion au risque.

Le marché du travail est caractérisé par un risque de revenu. Initialement, les agents sont au chômage et perçoivent une allocation b_t . A chaque période, un chômeur reçoit avec une probabilité π une offre de salaire w comprise entre w_B et w_H . Les offres de salaire sont distribuées suivant une densité de probabilité $f(w)$. Dans la mesure où les agents n'ont pas accès au marché financier, la consommation c_t est égale à l'allocation b pour les chômeurs et au salaire w pour les employés. Ainsi, le risque sur le revenu est double. Il dépend de la durée passée au chômage et du salaire issu de la distribution $f(w)$.

Lorsqu'un chômeur reçoit une offre de salaire w , il peut décider d'accepter ou de refuser cette offre. On note \bar{w} le salaire de réservation. Quand $w < \bar{w}$, le chômeur refuse l'offre et continue sa recherche d'emploi en touchant b_{t+1} . Si $w \geq \bar{w}$, le chômeur accepte l'offre et touche le salaire w durant le reste de sa vie. Nous supposons à présent que la caisse d'assurance chômage ne peut observer les offres de salaire. En revanche, elle observe et contrôle la consommation des chômeurs. Le principal propose alors un contrat en fonction duquel le chômeur choisit son salaire de réservation.

En l'absence de taxe, le problème auquel fait face le principal s'écrit :

$$C(V(t)) = \min_{b_t, \bar{w}, V(t+1)} \{b_t + \beta[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))]C(V(t+1))\}$$

Sous la contrainte :

$$V(t) \leq u(b_t) + \beta[\pi \int_{w_B}^{\bar{w}_t} V(t+1)dF(w) + \pi \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \frac{u(w)}{1-\beta}dF(w) + (1-\pi)V(t+1)]$$

Qu'on peut réécrire :

$$V(t) \leq u(b_t) + \beta[[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))]V(t+1) + \pi(1 - F(\bar{w}_t))W(t+1)]$$

Avec la valeur de l'emploi :

$$W(t+1) = \frac{1}{(1 - F(\bar{w}_t))} \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \frac{u(w)}{1-\beta}dF(w)$$

et la contrainte d'incitation :

$$V(t+1) \leq \frac{u(\bar{w})}{1-\beta}$$

En notant λ et η les multiplicateurs de Lagrange, les conditions du premier ordre sont :

$$u'(b) = \frac{1}{\lambda}$$

$$\beta\pi f(\bar{w}_t)C(V(t+1)) = \lambda[\pi\beta f(\bar{w}_t)V(t+1) - \pi\beta f(\bar{w}_t)\frac{u(\bar{w}_t)}{1-\beta}] + \eta[\frac{u'(\bar{w}_t)}{1-\beta}]$$

$$\beta[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))]C'(V(t+1)) = \lambda\beta[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))] - \eta$$

On peut réécrire ces conditions :

$$C(V(t+1)) = \eta \frac{1}{\beta\pi f(\bar{w}_t)} \frac{u'(\bar{w}_t)}{1-\beta}$$

et

$$C'(V(t+1)) = \lambda - \frac{\eta}{\beta[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))]}$$

La condition de l'enveloppe est $C'(V(t)) = \lambda$. On en déduit que :

$$C'(V(t+1)) - C'(V(t)) = -\frac{\eta}{\beta F(\bar{w}_t)}$$

Puisque $\eta > 0$ et $F(\bar{w}_t) > 0$, $C'(V(t+1)) < C'(V(t))$. La convexité de $C(\cdot)$ implique alors :

$$V(t+1) < V(t)$$

On en déduit donc que les indemnités de chômage sont dégressives $b_t > b_{t+1}$.

Résultats numériques

Nous calibrons et simulons ce modèle afin de reproduire la durée du chômage observée en France. Le facteur d'escompte psychologique β est fixé à 0.995 alors que l'aversion au risque vaut, comme dans le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), 0.5. Conformément aux travaux de Postel-Vinay, F. et Robin, J.M. (2002), la loi de distribution des salaires est supposée log-normale avec un salaire moyen normalisé à 100 et un écart type de 0.25. Le salaire minimal w_B est fixé à 90 alors que le salaire maximum est fixé à 110, soit un écart d'environ 22% entre le salaire le plus élevé et le salaire le plus bas. La probabilité d'obtenir une proposition d'embauche est calibrée afin d'obtenir une durée moyenne du chômage de 13 mois lorsque le profil d'indemnisation est plat et égal à 50. Le paramètre π vaut alors 0.16 et le salaire de réservation avec le profil plat est égal à 100.9. Ce salaire de réservation est nettement plus élevé que ceux observés empiriquement. Ce résultat s'explique par le fait que nous supposons nul le taux de destruction des emplois. Cela signifie qu'une fois le salaire accepté, les agents le conservent indéfiniment. Dans ces conditions, il va de soi qu'il est dans leur intérêt de choisir un salaire de réservation très élevé. Cette hypothèse n'a pas d'effet sur les mécanismes économiques en oeuvre dans ce modèle.

Le cas sans taxe La figure 2.8 présente le profil d'indemnisation du chômage lorsque le principal n'utilise pas de taxe. Comme dans le cas avec effort de recherche, ce profil s'avère dégressif. De cette manière, le principal sanctionne les agents restant au chômage de deux manières. D'une part, les chômeurs voient leur consommation diminuer avec la durée de l'épisode de chômage. D'autre part, la consommation moyenne future diminue également via la baisse du salaire de réservation. Cette réduction du salaire de réservation des agents a donc un effet comparable à celui de la taxe dans le modèle avec effort de recherche. Cependant, comme nous le montre le graphique 2.9, cette diminution du salaire de réservation n'est que de 2.58% en 2 ans. Ce résultat est nettement inférieur à l'augmentation de la taxe dans le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) et n'est pas suffisant pour permettre un profil d'indemnisation moins dégressif.

FIG. 2.8 – Profil d'indemnisation du chômage sans taxe

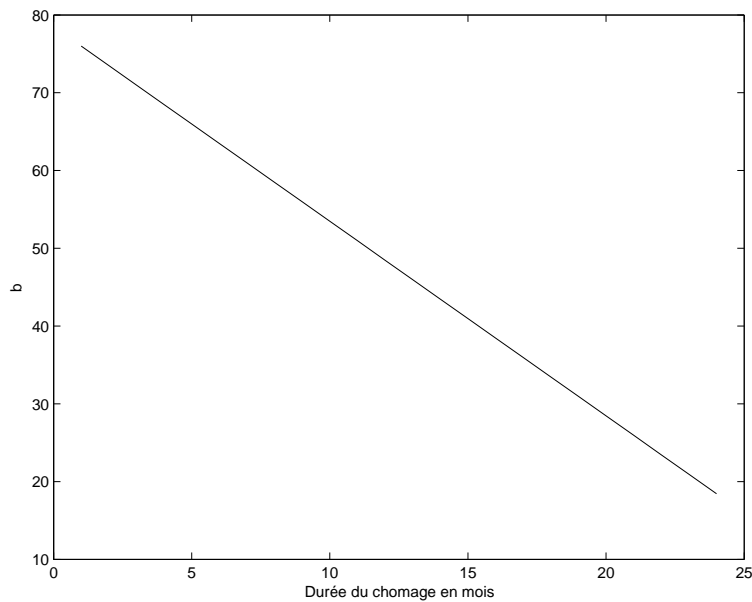
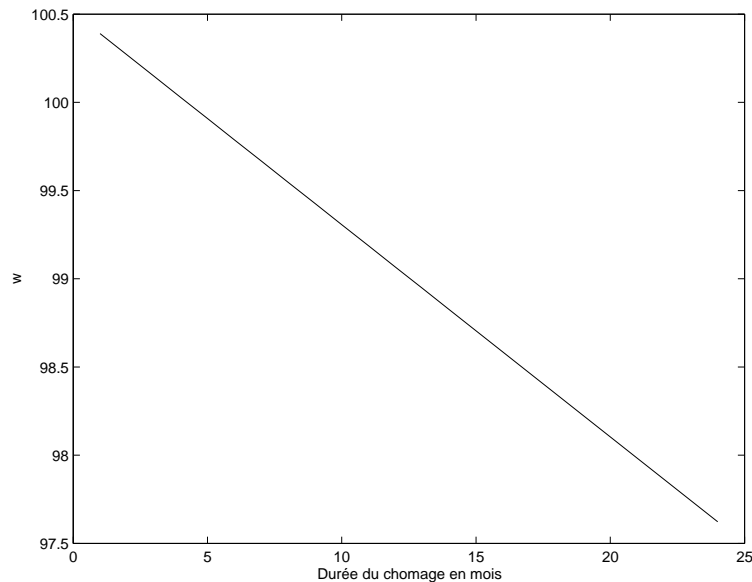


FIG. 2.9 – Salaire de réservation dans un modèle sans taxe



Introduction d'une taxe proportionnelle sur les salaires Afin d'offrir un profil d'indemnisation moins dégressif, nous allons introduire une taxe sur les salaires. Dans le modèle avec effort de recherche, il importait peu de savoir si la taxe était ou non proportionnelle au salaire dans la mesure où la distribution des salaires était dégénérée. Ce n'est plus le cas ici. En effet, le mode de taxation affecte la distribution des salaires nets ce qui modifie les incitations à la recherche d'emploi. Ainsi, si le taux de taxation est plus élevé pour les hauts salaires, les chômeurs ont moins intérêt à rechercher un salaire élevé. Cela a pour effet de réduire le salaire de réservation et donc de diminuer la durée moyenne du chômage. Cependant, le principal peut souhaiter encourager la recherche des salaires élevés afin d'accroître ses recettes fiscales. En fin de compte, le principal doit toujours faire un arbitrage entre réduire ses dépenses ou bien tenter d'augmenter ses recettes en encourageant les chômeurs à rechercher des salaires élevés. Dans un premier temps, nous allons nous intéresser au cas d'une taxe proportionnelle aux salaires. Cette taxe τ_t est fonction de la durée t du dernier épisode de chômage et rapporte au principal un montant $w * \tau_t$ à chaque période.

Le programme du principal s'écrit alors :

$$C(V(t)) = \min_{b_t, \bar{w}_t, V(t+1), \tau_t} \left\{ b_t + \beta \left[[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))]C(V(t+1)) + \pi \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \tau_t w \cdot dF(w) \right] \right\}$$

Sous la contrainte :

$$V(t) \leq u(b_t) + \beta \left[\pi \int_{w_B}^{\bar{w}_t} V(t+1) dF(w) + \pi \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \frac{u((1 - \tau_t)w_t)}{1 - \beta} dF(w) + (1 - \pi)V(t+1) \right]$$

Qu'on peut également écrire :

$$V(t) = u(b_t) + \beta [[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t))]V(t+1) + \pi(1 - F(\bar{w}_t))W(t+1)]$$

Avec la valeur de l'emploi :

$$W(t+1) = \frac{1}{(1 - F(\bar{w}_t))} \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \frac{u((1 - \tau)w_t)}{1 - \beta} dF(w)$$

et la contrainte d'incitation :

$$V(t+1) \leq \frac{u((1 - \tau_t)\bar{w}_t)}{1 - \beta}$$

La calibration utilisée ici est la même que dans le cas sans taxe. Le graphique 2.10 présente le nouveau profil d'indemnisation du chômage.

FIG. 2.10 – Profil d'indemnisation du chômage avec taxe proportionnelle

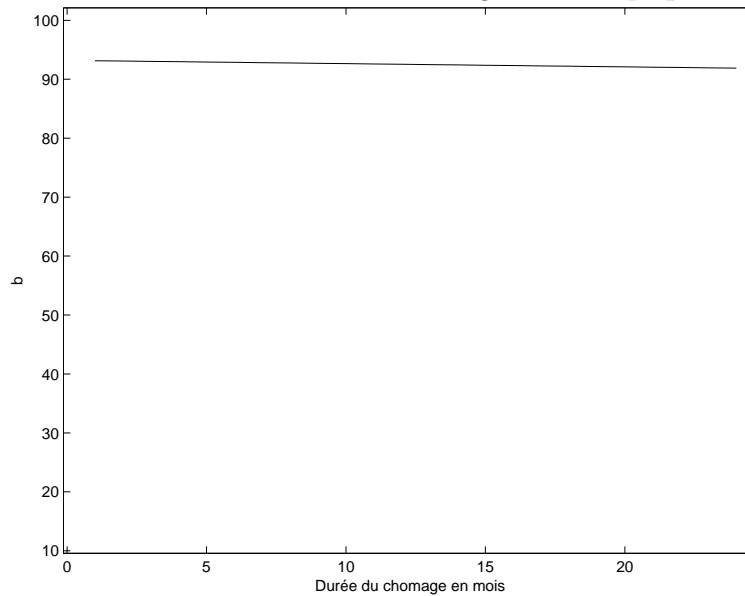


FIG. 2.11 – Taxe proportionnelle optimale

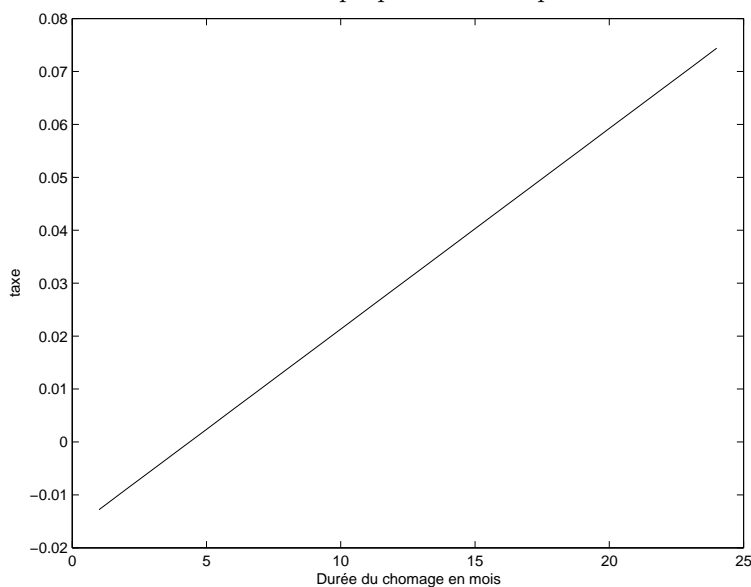
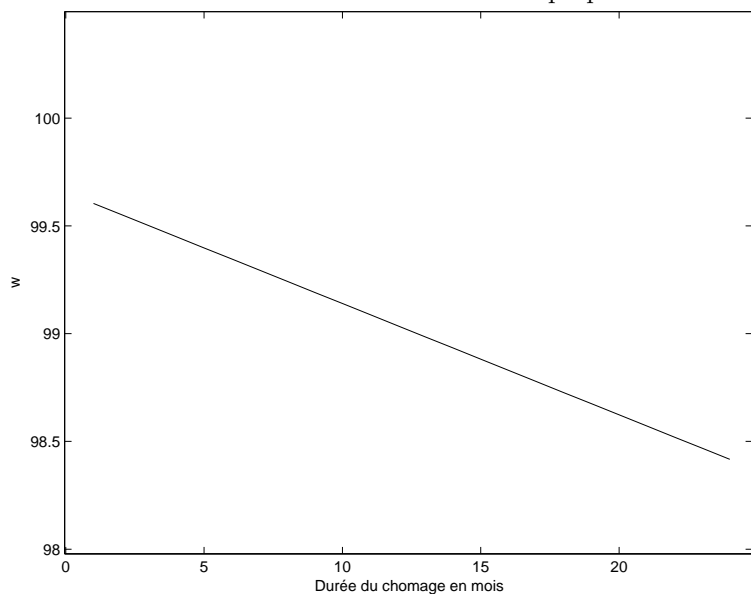


FIG. 2.12 – Salaire de réservation avec taxe proportionnelle



L'introduction d'une taxe permet au principal d'offrir des indemnités moins dégressives. Ainsi, le ratio de remplacement est d'environ 93% durant les 2 premières années d'indemnisation. En revanche, le graphique 2.11 montre que le taux de taxe augmente régulièrement durant l'ensemble de la période de chômage. Ainsi, le principal offre une prime aux agents reprenant un emploi avant le quatrième mois de chômage alors qu'il taxe à hauteur de 7.45% les individus quittant le chômage après 2 ans. De son côté, le salaire de réservation est à présent moins décroissant. Cela s'explique par l'effet d'une réduction du salaire de réservation sur les recettes fiscales. Lorsque le principal propose un contrat encourageant les chômeurs à réduire leur salaire de réservation, il améliore le taux de sortie du chômage ce qui réduit ses coûts. Cependant, cela a également pour effet de réduire le salaire moyen et donc les recettes du principal. Il existe donc un arbitrage entre les gains procurés par une amélioration du taux de sortie et les pertes dues à la baisse des recettes fiscales. Lorsque ce dernier effet domine, le principal n'a alors plus intérêt

à réduire le salaire de réservation. En présence d'une taxe sur les salaires, le principal peut capter une partie du rendement de la recherche des chômeurs.

Introduction d'une taxe progressive Avec une taxe proportionnelle, une augmentation affecte de la même manière les individus quel que soit leur salaire de réservation. De plus, ce mode de taxation n'a pas d'influence sur les inégalités de salaires nets. Pour notre calibration, le différentiel entre $w_B * (1 - \tau)$ et $w_H * (1 - \tau)$ est de 22% que la taxe soit nulle ou bien égale à 7.45% comme cela est le cas après 2 ans de chômage. Nous allons à présent introduire une fiscalité progressive ce qui signifie que le taux de taxe est d'autant plus élevé que le salaire est haut. Un tel mode de taxation a pour effet de réduire les inégalités et donc d'encourager les agents à choisir un salaire de réservation plus bas. Nous allons donc supposer que le montant prélevé sur les salaires par le principal à la période t est égal à $T_t = (w - w_B)\tau_t$. Dans ces conditions, un chômeur acceptant le salaire minimum de la distribution ne paie pas de taxe alors que celui qui obtient un salaire égal à w_H doit s'acquitter d'une taxe de $(w_H - w_B)\tau_t$. Ainsi, lorsque le principal propose un profil très dégressif, les agents choisissent un salaire de réservation bas et paient peu de taxe. Inversement, si le principal est plus généreux et permet aux agents de choisir un salaire de réservation plus élevé, les recettes fiscales seront plus élevées. Dans ce système, les individus qui ont le mieux profiter du système d'indemnisation en obtenant des salaires élevés contribuent de manière plus importante au financement de l'assurance chômage que ceux n'ayant pas eu la chance d'obtenir une offre de salaire élevé. Le nouveau programme du principal s'écrit :

$$C(V(t)) = \min_{b_t, \bar{w}_t, V(t+1), \tau_t} \left\{ b_t + \beta \left[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t)) \right] C(V(t+1)) + \pi \int_{\bar{w}_t}^{w_H} (w - T_t) \cdot dF(w) \right\}$$

Sous la contrainte :

$$V(t) \leq u(b_t) + \beta \left[\pi \int_{w_B}^{\bar{w}_t} V(t+1) dF(w) + \pi \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \frac{u(w_t - T_t)}{1 - \beta} dF(w) + (1 - \pi)V(t+1) \right]$$

Qu'on peut également écrire :

$$V(t) = u(b_t) + \beta \left[1 - \pi(1 - F(\bar{w}_t)) \right] V(t+1) + \pi(1 - F(\bar{w}_t))W(t+1)$$

Avec la valeur de l'emploi :

$$W(t+1) = \frac{1}{(1 - F(\bar{w}_t))} \int_{\bar{w}_t}^{w_H} \frac{u(w_t - T_t)}{1 - \beta} dF(w)$$

et la contrainte d'incitation :

$$V(t+1) \leq \frac{u(\bar{w}_t - T_t)}{1 - \beta}$$

Les graphiques 2.13 et 2.14 présentent les résultats de notre modèle avec une taxe progressive. Le ratio de remplacement est toujours moins dégressif que dans le cas sans taxe. Cependant, il apparaît nettement plus dégressif que lorsque le principal utilise une taxe proportionnelle.

FIG. 2.13 – Profil d'indemnisation du chômage avec taxe progressive

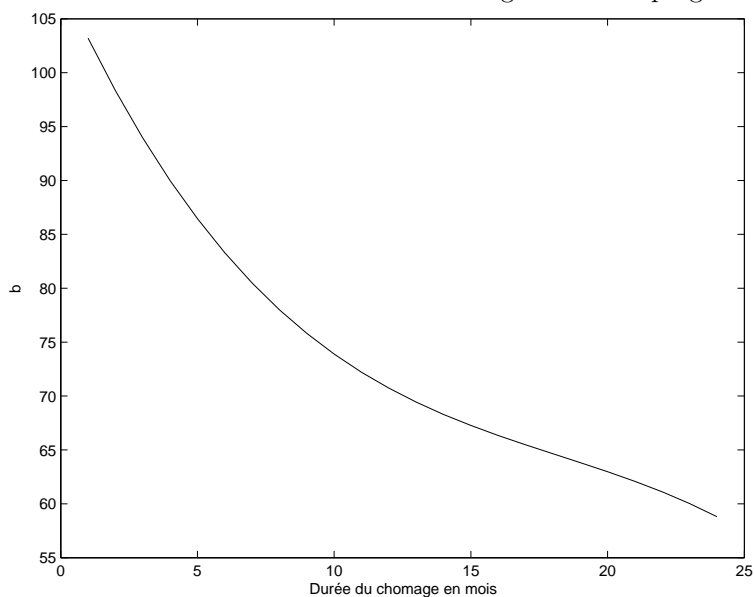
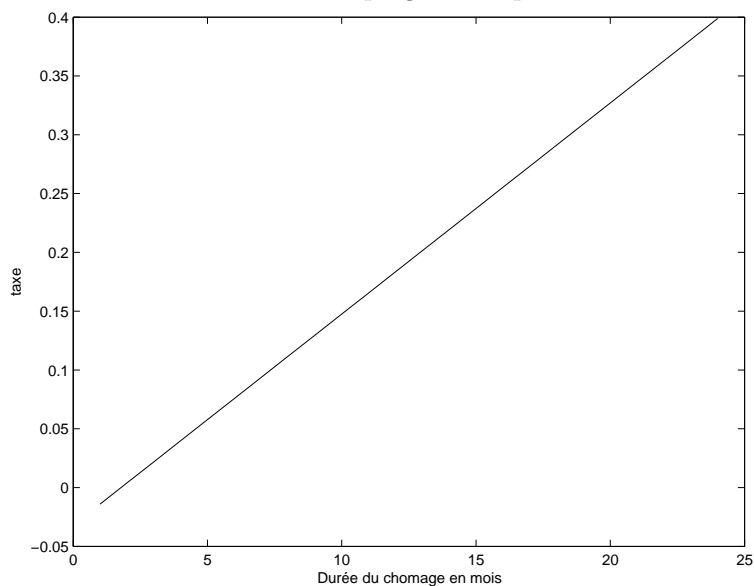


FIG. 2.14 – Taxe progressive optimale



Ce résultat s'explique par l'effet de la taxe progressive sur la dispersion des salaires nets. En effet, une augmentation de la taxe réduit le salaire net dans la partie supérieure de la distribution alors qu'elle n'affecte pas le revenu des employés touchant un salaire w_B . Par conséquent, la recherche d'emploi devient moins attractive et le salaire de réservation des chômeurs est moins élevé. Ainsi, l'effet d'une augmentation de la taxe sur les recettes du principal est ici moins significatif dans la mesure où celle-ci est en partie compensée par une réduction du salaire de réservation. La taxe progressive étant moins efficace pour collecter des ressources financières, le principal est dans l'obligation de conserver un profil d'indemnisation relativement dégressif pour limiter ses dépenses. Le tableau 2.5 présente les dépenses du principal pour plusieurs régimes d'indemnisation. Le contrat optimal est caractérisé par une taxe proportionnelle sur les salaires. Comme nous l'avons expliqué ci-dessus, la taxe progressive s'avère moins efficace pour collecter des ressources financières à cause de son effet sur la distribution des salaires et le salaire de réservation.

TAB. 2.5 – Gains du contrat optimal et modalité de taxation

| | Coût moyen pour un chômeur |
|---|----------------------------|
| Profil non dégressif | 696.6267 |
| Indemnités dégressives | 638.1656 (-8.39%) |
| Contrat optimal avec taxe proportionnelle | 495.1874 (-28.92%) |
| Contrat optimal avec taxe progressive | 512.1995 (-26.47%) |

2.5 Conclusion

Nous nous sommes intéressés dans ce chapitre aux caractéristiques d'un contrat optimal d'assurance chômage. Pour cela nous nous sommes placés dans le cadre d'un modèle principal-agent dans lequel la caisse d'assurance chômage a pour objectif de minimiser ses coûts et de fournir aux chômeurs un certain niveau d'utilité choisi *ex-ante*. Pour commencer, nous nous sommes inscrits dans la lignée des travaux de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en recalibrant leur modèle afin d'obtenir la durée moyenne du chômage observée en France. Dans ce modèle, il n'existe qu'un seul salaire et la probabilité de recevoir une proposition d'embauche dépend de l'effort de recherche fourni par les agents. Cet effort n'est pas observable ce qui est à l'origine d'un phénomène d'aléa moral. Dans ces conditions, le contrat optimal d'assurance chômage est caractérisé par un ratio de remplacement diminuant avec la durée de l'épisode de chômage et par une taxe sur les salaires croissante avec la durée du chômage. Ce mécanisme incite les chômeurs à rechercher activement un emploi en réduisant leur consommation future qu'il s'agisse de leurs indemnités ou bien de leur salaire net lorsqu'ils auront retrouvé un emploi.

Dans le modèle proposé par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), le ratio de remplacement tend rapidement vers zéro ce qui est contraire aux faits observés dans la plupart des pays de l'OCDE où il existe des minima sociaux. Afin de prendre en compte cette caractéristique des systèmes de protection contre le chômage, nous avons introduit comme Pavoni, N. (2003a) une contrainte de participation obligeant le principal à fournir un niveau minimum d'utilité. Nous montrons alors que le profil d'indemnisation optimal est dans un premier temps dégressif, puis chute brusquement pour devenir plat. Cette chute permet au principal de compenser l'absence d'incitations intertemporelles une fois le niveau d'utilité minimum atteint. Le résultat le plus surprenant concerne l'impact de l'introduction d'un niveau d'utilité minimum sur les coûts du principal. En effet, il apparaît que l'introduction de minima sociaux n'augmente que faiblement les dépenses du régime d'assurance chômage et la durée moyenne du chômage. Cela s'explique essentiellement par la réaction du principal qui compense l'existence de minima sociaux par des incitations à la recherche d'emploi plus importantes au début de l'épisode de chômage. Un tel résultat plaide en faveur d'une meilleure coordination, voire d'une intégration, des systèmes d'assurance chômage et des systèmes d'assistance chômage.

L'introduction d'une contrainte d'incitation permet de comprendre les effets des minima sociaux, mais ne les justifie pas. En effet, le coût d'un contrat sans les minima sociaux reste inférieur à celui d'un contrat avec minima sociaux. Afin de donner une justification endogène à l'existence des minima sociaux, nous amendons le modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en utilisant des préférences additivement non séparables. Avec de telles préférences, une réduction des allocations de chômage a pour effet d'accroître l'utilité marginale du loisir. Par conséquent, une baisse des allocations de chômage peut dans certains cas conduire à une réduction de l'effort de recherche. Un tel phénomène a pour conséquence d'allonger la durée moyenne du chômage. Le coût généré par cet allongement peut s'avérer être supérieur aux

économies réalisées en réduisant les allocations de chômage. Ainsi, la baisse des allocations de chômage n'améliore pas nécessairement les finances de la caisse d'assurance. C'est la raison pour laquelle le profil optimal d'assurance chômage est caractérisé par l'existence d'une borne minimale. Cette borne est d'autant plus élevée que l'aversion au risque est forte. En effet, plus les agents sont sensibles à une variation de leur consommation, moins le principal a la possibilité de réduire les indemnités de chômage. Pour contourner ce problème, le principal peut alors se servir d'une taxe sur le retour à l'emploi. La taxe permet au principal d'offrir des indemnités de chômage élevées pour favoriser l'effort de recherche tout en donnant des incitations intertemporelles.

Pour terminer, nous avons supposé que l'aléa moral pouvait porter sur le salaire de réservation plutôt que sur l'effort de recherche. Pour cela, nous avons construit un modèle où les agents ont une probabilité exogène de tirer un salaire dans une distribution log-normale. Dans ce cadre, le principal peut améliorer le retour à l'emploi avec un contrat réduisant le salaire de réservation des agents. Cependant, le principal n'a pas nécessairement intérêt à réduire le salaire de réservation lorsqu'il a la possibilité d'utiliser une taxe sur le retour à l'emploi. En effet, un salaire de réservation plus bas affecte négativement le niveau des rentrées fiscales. Nous montrons alors que le contrat optimal est caractérisé par un ratio de remplacement peu dégressif et une taxe proportionnelle croissante avec la durée de l'épisode de chômage. L'utilisation d'une taxe progressive n'apparaît pas optimale. En effet, celle-ci réduit la dispersion des salaires ce qui implique un salaire de réservation et des recettes fiscales plus faibles comparés aux résultats obtenus avec une taxe proportionnelle. Les différentes variantes du contrat optimal d'assurance chômage présentées dans ce chapitre repose sur des hypothèses relativement simples. Une telle approche permet de comprendre les mécanismes de base. Cependant, elle ne permet pas d'appréhender certains problèmes actuels comme le faible taux d'activité des travailleurs de plus de 50 ans en Europe. Dans le chapitre suivant, nous allons lever certaines de ces hypothèses simplificatrices afin d'analyser l'effet de l'âge sur le contrat optimal d'assurance chômage.

2.6 Annexes

Lemme 1 : Le multiplicateur de Lagrange η est positif

Supposons que le paramètre η ne soit pas positif. En utilisant les équations 2.25 et 2.26, nous trouvons que :

$$\frac{1}{u'(w - \tau_{t+1})} \leq C'(V(t)) \leq C'(V(t+1))$$

Nous pouvons récrire cette équation de la manière suivante :

$$C'(W(t+1)) \leq C'(V(t)) \leq C'(V(t+1))$$

où $C'(W)$ est le coût marginal associé à la valeur de l'emploi W . La contrainte d'incitation nous permet alors d'écrire :

$$V(t) \leq V(t+1) < W(t+1) \quad (2.55)$$

Soit c^u la consommation d'un chômeur et c^w celle d'un employé. Nous déduisons de l'équation 2.26 que :

$$\frac{1}{u'(c^w)} = \frac{1}{u'(c^u)} + \eta \frac{\pi'(a_t)}{\pi(a_t)}$$

ce qui signifie que $c^u \geq c^w$. Puisque la valeur de l'emploi est :

$$W(t+1) = \frac{u(c^w)}{1 - \beta}$$

On peut alors écrire :

$$\begin{aligned} [u(c^u) - u(c^w)] &+ [\beta\pi(a)(W(t+1) - V(t+1)) - a] \\ &= (W(t+1) - V(t+1))(\beta - 1) - (V(t+1) - V(t)) \end{aligned}$$

La partie gauche de cette inégalité est positive. Cependant, d'après le résultat 2.55, la partie droite est négative. Par conséquent, l'hypothèse de départ selon laquelle le paramètre η n'était pas positif est impossible.

Méthode de résolution du modèle

Afin de résoudre le modèle numériquement, nous cherchons à déterminer la fonction $C(\cdot)$. Pour cela nous itérons sur la valeur $C(V)$ en utilisant la méthode du polynôme de Chebyshev (cf Judd (1998)). Les polynômes de Chebyshev sont orthogonaux. Soit n un entier non négatif et x un réel, le polynôme de Chebyshev à l'ordre n s'écrit :

$$T_n(\cos x) = \cos nx$$

Qu'on peut également écrire :

$$T_n(x) = \cos(n \cos^{-1} x)$$

Ce polynôme suit la relation de récurrence suivante :

$$T(n, k) = 2x_k T(n-1, k) - T(n-2, k)$$

Pour estimer une fonction, nous choisissons une série de points x compris entre -1 et 1. Judd (1998) propose de prendre :

$$x_k = -\cos \frac{2k-1}{2m}$$

avec $k = 1, \dots, m$. L'approximation est alors :

$$C_n(x) = \sum_{j=0}^n c_j T_j(x)$$

où n est l'ordre du polynôme et c_j les coefficients de l'approximation. On choisit $m \geq n + 1$. Dans la mesure où les polynômes sont orthogonaux, on utilise les moindres carrés pour estimer la valeur des coefficients c_j .

$$c_j = \frac{\sum_{k=1}^m f(x_k)T_j(x_k)}{\sum_{k=1}^m T_j(x_k)^2}$$

La méthode de résolution est alors la suivante :

- Nous déterminons des bornes minimum et maximum de la valeur du chômage. La borne minimum V_{min} correspond au cas d'un chômeur dont l'allocation serait $b = 0$. La borne maximum correspond au cas d'un chômeur qui aurait la meilleure perspective sur le marché de l'emploi.
- Nous déterminons alors les valeurs des x_j comprises entre -1 et 1 en utilisant :

$$x_k = -\cos \frac{2k-1}{2m}$$

- Nous réalisons un changement d'échelle pour transformer les x_j en z_j compris entre V_{min} et V_{max} .
- Nous initialisons les coefficients c_j à 1. Ces coefficients permettent d'évaluer la valeur de $C(V(t+1))$, puis de déterminer la valeur $C(V)$.
- Nous utilisons l'estimation de $C(V)$ pour recalculer les coefficients c_j en utilisant les moindres carrés.

$$c_j = \frac{\sum_{k=1}^m f(x_k)T_j(x_k)}{\sum_{k=1}^m T_j(x_k)^2}$$

- Nous itérons sur les coefficients jusqu'à ce que l'écart entre deux itérations successives soit inférieur à 10^{-5} . Il est alors possible d'estimer la valeur de $V(t+1)$ qui minimise $C(V(t))$ pour chaque période. Il ne reste alors qu'à poser de manière arbitraire la valeur du chômage en $t = 1$ et d'en déduire la séquence des b_t et des τ_t en réécrivant l'équation 2.16 :

$$b_t = u^{-1} \left\{ 0, V(t) + a_t - \beta[\pi(a_t)W(t+1) + (1 - \pi(a_t))V(t+1)] \right\}$$

Chapitre 3

Assurance chômage et cycle de vie

3.1 Introduction

Ce chapitre s'intéresse au contrat optimal d'assurance chômage en présence de cycle de vie. Parmi les pays européens, la France possède l'un des plus faibles taux d'activité pour les individus de plus de 50 ans. Ce phénomène peut s'expliquer par (i) le système de sécurité sociale et (ii) les institutions du marché du travail. En effet, les programmes sociaux sont d'autant plus généreux que les individus sont âgés ce qui se traduit par une réduction des incitations à la reprise d'emploi à l'approche de l'âge de départ en retraite. Par ailleurs, les chômeurs les plus âgés disposent d'un horizon de vie sur le marché du travail plus court que celui des jeunes. Dans la mesure où les seniors quittent leur emploi au moment de partir en retraite, la durée de vie moyenne d'un emploi est plus courte pour eux que pour les autres travailleurs. Une augmentation de l'effort de recherche est par conséquent moins rentable pour les seniors. Dans ce chapitre, nous nous intéressons au contrat optimal d'assurance chômage lorsqu'il existe deux types de chômeurs différenciés par le temps qui les sépare de l'âge de départ en retraite.

De nombreuses travaux s'intéressant au problème des retraites soulignent la nécessité d'allonger la durée d'activité permettant d'obtenir une pension à taux plein. Ce résultat peut être obtenu en repoussant l'âge légal de départ en retraite. De nombreux pays européens ont fait ce choix. Cependant, cette solution repose sur l'hypothèse qu'une très large majorité des individus de plus de 50 ans occupe encore un emploi ce qui n'est manifestement pas le cas dans la plupart des pays européens. Une autre solution consiste alors à réduire les taxes associées à la poursuite d'activité. On peut distinguer deux catégories de taxes sur la prolongation d'activité. La première est due au fait que les individus qui décident de poursuivre leur activité doivent continuer à payer des cotisations sociales. On parle alors de taxe explicite. La seconde correspond aux pensions de retraite que les individus ne reçoivent pas s'ils continuent à travailler. Il s'agit alors d'une taxe implicite. Gruber, J. et Wise, D. (1998) analysent en détail le rôle de ces taxes. Hairault, J.O., Langot, F., et Sopraseuth, T. (2005) montrent que l'importance de ces taxes a pour effet de réduire le taux d'activité des seniors. Plus précisément, ils mettent en évidence que ces taxes réduisent le taux d'activité en avançant l'âge de départ en retraite, mais aussi en diminuant le rendement de la recherche d'emploi sur le marché du travail. Ils montrent alors comment revaloriser le travail en fin de cycle de vie en baissant la taxe implicite. Khaskhoussi, F. et Khaskhoussi, T. (2005) soulignent que la baisse de la taxe explicite, si elle a des effets identiques sur la participation, peut être préférable pour les comptes de l'État. Une autre explication possible du faible taux d'activité en Europe¹ réside dans le fonctionnement du marché du travail. Comme le souligne Ljungqvist, L. et Sargent, T. (2002a), les systèmes d'assurance chômage européens offrent aux seniors peu d'incitations à la reprise du travail². On peut par conséquent considérer que le succès de la réforme des retraites est directement lié à la réforme des systèmes d'indemnisation du chômage.

Dans ce chapitre, nous analysons le profil optimal du système d'indemnisation du chômage et de la taxe sur le retour à l'emploi dans un environnement où le cycle de vie est pris en compte. À cette fin, nous développons un modèle dynamique d'assurance chômage avec aléa moral et cycle de vie. Comme dans le papier fondateur de Shavell, S. et Weiss, L. (1979), nous supposons que la probabilité d'obtenir une offre d'emploi dépend de l'effort de recherche des chômeurs qui n'est pas observable par le principal. Dans ce contexte, le contrat optimal est caractérisé par un profil d'indemnisation dégressif. Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) ajoutent à ce modèle une taxe sur le retour à l'emploi. Ils montrent alors que cette taxe permet au principal d'offrir un ratio de remplacement plus élevé et de mieux lisser le profil de consommation des agents à travers le temps. Cependant, Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) construisent leur modèle en supposant que les agents possèdent un horizon de vie infini et que le taux de destruction des emplois est nul. Ainsi, l'emploi est un état absorbant.

Cette hypothèse concernant l'horizon de vie des agents est à l'origine d'un biais sur le contrat optimal. En effet, plus la durée moyenne d'un emploi est longue, plus la recherche d'emploi est attractive pour un

¹Par exemple, en France, 63.2% des individus de 55 à 64 ans sont inactifs contre 44.5% au Royaume-Uni. En la matière, l'Italie, la Belgique, l'Allemagne et l'Espagne ont des résultats comparables à ceux de la France.

²Nous nous intéressons uniquement au comportement d'offre de travail dans la mesure où Neumark, D. et Powers, E. (1998) et Aubert, P. et Crépon, B. (2004) montrent, sur données américaines et françaises, que l'écart entre les salaires et la productivité reste constant au cours du cycle de vie.

chômeur. Par conséquent, la recherche d'emploi présente moins d'intérêt pour les individus proches de l'âge de départ en retraite. C'est la raison pour laquelle le principal doit offrir un contrat plus incitatif aux seniors. Par ailleurs, la taxe sur le retour à l'emploi utilisée par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) est moins efficace pour les seniors dans la mesure où le principal ne la perçoit que durant une période relativement courte. Par conséquent, elle s'avère moins incitative pour les seniors que pour les chômeurs jeunes.

Ce chapitre s'inscrit dans la lignée des travaux de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Nous introduisons l'hypothèse de cycle de vie afin de caractériser le contrat optimal d'assurance chômage des jeunes et des seniors. Les différences en termes d'espérance de durée de vie sur le marché du travail conduisent le principal à offrir un contrat pour chaque classe d'âge considérée. Si nous utilisons les mêmes instruments de politique économique que Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), nous observons que le ratio de remplacement des seniors doit diminuer plus rapidement que celui des jeunes. De plus, la taxe sur le retour à l'emploi est moins efficace pour les chômeurs proches de l'âge de départ en retraite. La prise en compte de cycle de vie permet d'introduire un nouvel instrument : le principal peut modifier la consommation future des agents en réduisant ou en augmentant le montant des pensions. Afin d'inciter à la reprise d'emploi, le principal a alors la possibilité de taxer les pensions des chômeurs qui arrivent à l'âge de la retraite. Dans ce cas, lorsqu'un chômeur devient retraité sa pension est d'autant plus faible que sa dernière période de chômage a été longue. Ce nouvel instrument conduit à une hétérogénéité des pensions incitant les chômeurs seniors à reprendre un emploi afin de bénéficier d'une retraite à taux plein. Ce nouveau contrat permet au principal d'offrir des indemnités de chômage moins dégressives en contrepartie d'une taxation des pensions. La prise en compte des retraités accroît l'horizon de vie des agents. La taxe est alors plus efficace et la consommation des agents est mieux lissée à travers le temps. Il apparaît alors que l'intégration du système d'assurance chômage et du système des retraites réduit les coûts du principal et améliore le taux d'activité des seniors. Ainsi, dans un autre cadre d'analyse que celui utilisé par Stiglitz, J.E. et Yun, J. (2005), nous justifions l'intégration du système d'assurance chômage et du système des retraites. Comme le souligne J-J Laffont, cité par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), avec le contrat optimal, l'assurance chômage fonctionne comme une créance : les agents empruntent durant leur période de chômage afin de financer leur consommation, puis remboursent le principal en payant une taxe sur leur salaire ou leur pension. Par ailleurs, l'introduction d'une taxe sur les pensions accroît la valeur de l'emploi et favorise la reprise d'activité en fin de cycle de vie. D'un point de vue politique ce résultat est intéressant. En effet, le faible taux d'activité des plus de 50 ans limite l'efficacité des récentes réformes des systèmes de retraite en Europe. C'est la raison pour laquelle le conseil européen de Stockholm (2002) a souhaité favoriser la prolongation d'activité en se donnant pour objectif d'atteindre d'ici 2010 un taux d'activité de 50% pour les personnes de 55 à 64 ans. Une réforme des systèmes d'assurance chômage dont le but serait de mieux prendre en compte l'effet de l'âge sur les incitations à la reprise d'emploi pourrait s'avérer être le moyen d'atteindre cet objectif.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante : La première section s'intéresse à la littérature. Le modèle est présenté dans la section 3. Nous y analysons les effets de l'assurance chômage dans la cadre d'un équilibre partiel. La section 4 s'intéresse à la calibration et aux résultats numériques et la section 5 conclut.

3.2 Revue de la littérature

On doit les premiers travaux sur le contrat optimal d'assurance chômage à Shavell, S. et Weiss, L. (1979)³. Dans ce papier fondateur, la probabilité de recevoir une proposition d'embauche dépend de l'intensité de recherche fournie par l'agent (le chômeur) qui ne peut être observée par le principal (la caisse d'assurance chômage). Cependant, l'utilité instantanée des agents est d'autant plus faible que l'effort recherche est élevé. Par conséquent, les agents doivent faire un arbitrage entre accroître leurs chances

³Nous limitons notre revue de la littérature aux papiers analysant l'offre de travail. On peut se référer à Fredriksson, P. et Holmlund, B. (2001) et Cahuc, P. et Lehmann, E. (2000) pour des modèles où la demande de travail est introduite via un processus de matching (voir Pissarides (2000)).

de retrouver un emploi ou bien accroître leur utilité instantanée. Le contrat optimal d'assurance est caractérisé par une séquence de transferts financiers entre le principal et l'agent. L'objectif de ce contrat est de minimiser les dépenses du principal et de garantir aux agents un niveau d'utilité fixé *ex-ante*. Le résultat principal de Shavell, S. et Weiss, L. (1979) est que le ratio de remplacement doit toujours diminuer avec la durée de l'épisode de chômage.

L'extension la plus connue de ce papier est celle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Ces deux auteurs introduisent un nouvel instrument : une taxe sur le retour à l'emploi. Ils montrent alors que cette taxe doit augmenter avec la durée passée au chômage. De plus, cette taxe permet d'offrir un ratio de remplacement moins dégressif et améliore considérablement les finances du principal. Shimer, R. et Werning, I. (2003) proposent un modèle où l'aléa moral ne provient plus de l'effort de recherche, mais d'une distribution des salaires offerts. Cette autre approche confirme les résultats de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) : le ratio de remplacement doit être dégressif.

Dans la lignée de ces deux articles, de nombreux travaux se sont intéressés au contrat optimal d'assurance chômage. Par exemple, Hagedorn, M., Kaul, A., et Menzel, T. (2002) présentent un modèle où les agents ne sont tous identiques. Dans leur modèle, les agents ne disposent pas tous de la même technologie de recherche. Il existe deux types d'agents : les "bons chercheurs" qui peuvent obtenir facilement une offre d'emploi et les "mauvais chercheurs" qui doivent fournir un effort de recherche plus élevé pour en obtenir une. Par ailleurs, le principal ne peut pas observer à quelle catégorie d'agents appartient un individu. Dans ces conditions, il apparaît que le principal doit offrir deux contrats pour lutter contre les effets de la sélection adverse. Le ratio de remplacement s'adressant aux "bons chercheurs" est décroissant avec la durée du chômage alors que celui des "mauvais chercheurs" est croissant. De cette manière, les "mauvais chercheurs", qui connaissent leurs risques de devenir des chômeurs de longue durée, choisissent toujours le contrat offrant des indemnités croissantes avec le temps.

Pavoni, N. (2003b) étudie le contrat optimal d'assurance chômage lorsque le capital humain se déprécie durant une période de chômage. Par conséquent, les chances d'obtenir une offre d'emploi diminuent avec la durée de l'épisode de chômage. Dans ces conditions, les indemnités de chômage sont dégressives dans un premier temps, puis bornées par des minima sociaux. Ce résultat s'explique par le fait qu'à long terme les agents ont peu de chance d'obtenir une offre d'emploi quel que soit le niveau de leur effort de recherche. Il est donc inutile de leur proposer un contrat dégressif pour les inciter à rechercher un emploi plus activement. Werning, I. (2002) analyse le profil d'indemnisation du chômage en présence d'épargne de précaution. Le stock d'actifs financiers des agents est inobservable. Lorsque les agents peuvent épargner et emprunter, il n'est plus nécessaire de réduire le ratio de remplacement au cours du temps pour réduire la consommation des agents. Les comportements de désépargne suffisent à réduire la consommation et à donner des incitations intertemporelles. Par conséquent, contrairement à Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), le contrat optimal peut être caractérisé par une indemnisation constante.

A notre connaissance, il n'existe pas de littérature sur le contrat optimal d'assurance chômage et les cycles de vie. Cependant, les effets de l'existence d'un cycle de vie sur le marché du travail ont été l'objet de nombreuses études depuis celle de Seater (1977). Dans ces modèles, la durée de vie moyenne des seniors sur le marché du travail est courte dans la mesure où ces derniers sont proches de l'âge de départ en retraite. Par conséquent, la recherche d'emploi est une activité peu rentable pour les seniors et l'effort de recherche diminue avec l'âge (voir Hairault, J.O., Langot, F., et Sopraseduth, T. (2005)). Une autre conséquence de l'introduction d'un cycle de vie réside dans le fait que l'emploi n'est plus un état absorbant comme dans Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Par ailleurs, un chômeur peut quitter le marché du travail en devenant retraité et cela sans avoir retrouvé un emploi. Pour ces agents, la taxe sur le retour à l'emploi est inefficace ce qui conduit à intégrer le système d'assurance chômage et le système des retraites. Dans notre modèle, les chômeurs devenant retraités doivent payer une taxe sur leur pension. Cette taxe augmente avec la durée du dernier épisode de chômage et permet d'accroître le taux d'activité en fin de cycle de vie.

3.3 Le modèle

Dans cette section, nous commençons par décrire le comportement des agents. Puis, nous présentons le programme de la caisse d'assurance chômage avant d'en dériver les principales propriétés de notre modèle.

3.3.1 Les agents

Ce modèle est une extension du cadre d'analyse utilisé par Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Nous considérons un principal neutre au risque qui doit proposer un système d'indemnisation du chômage à des individus averses au risque. Les préférences d'un agent s'écrivent :

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \phi(z^t) [u(c_t) - a_t]$$

où $\beta < 1$ est le facteur d'escompte psychologique, c_t la consommation à la date t et a_t l'effort de recherche t . Nous supposons que $a_t = 0$ lorsque l'agent est employé ou retraité. Ainsi, a_t représente uniquement l'effort de recherche des chômeurs. L'histoire d'un agent à la date t est notée z_t . Ce paramètre résume l'âge de l'agent et son état sur le marché du travail. La probabilité inconditionnelle z_t , lorsque z_0 n'a pas été réalisé, s'écrit $\phi(z^t)$. L'utilité instantanée $u(\cdot)$ est croissante, deux fois différentiable et strictement concave avec $u'(0) = \infty$.

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

Avec σ le coefficient d'aversion relative au risque.

La probabilité de recevoir une offre d'emploi dépend du niveau d'effort de recherche. Cette probabilité est donnée par la fonction suivante :

$$\pi(a) = 1 - \exp(-\psi.a)$$

Où ψ est un paramètre à calibrer. Cette fonction de hasard est croissante, strictement concave, deux fois différentiable et respecte les conditions d'Inada.

Les individus connaissent trois états au cours de leur vie : jeune, senior, puis retraité. Lorsque les agents sont employés (jeunes ou seniors), une caisse d'assurance chômage (le principal) protège les individus contre la perte de leur emploi. Nous supposons, comme Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), que cette caisse d'assurance chômage a reçu la mission de garantir un niveau donné de bien-être aux individus qui arrivent au chômage et de minimiser ses dépenses. Afin d'atteindre cet objectif, le principal peut proposer un contrat optimal d'assurance pour chaque type d'agents (les jeunes et les seniors). Par ailleurs, deux outils de politique économique sont à sa disposition : le ratio de remplacement et une taxe sur le revenu des employés et/ou des retraités. Une réduction du ratio de remplacement permet de réduire la consommation des agents au cours de l'épisode de chômage. De même, le revenu des employés et/ou des retraités peut être amputé d'une taxe dont la valeur dépend de la durée du dernier épisode de chômage. Dans un premier temps, nous déterminons le contrat optimal d'assurance lorsque le principal ne peut taxer que les employés. Puis, nous nous intéressons au cas où les chômeurs qui deviennent retraités peuvent également être taxés.

Les probabilités de changer de classe d'âge sont exogènes. Ainsi, après un nombre aléatoire de période, les agents deviennent des retraités. Nous supposons que le montant des retraites est le même pour tous les agents. Offrir la même retraite à tous les agents dans une économie où il n'existe qu'un seul salaire signifie que la durée des épisodes de chômage n'affecte pas le montant des retraites. Par conséquent, l'équation de Bellman d'un retraité qui occupait auparavant un emploi est donnée par :

$$V^{er} = u(c^{er}) + \beta(1 - \lambda_{rr})V^{er}$$

Avec λ_{rr} la probabilité qu'un retraité a de mourir. Parmi les agents qui étaient au chômage au moment de devenir retraité, on peut distinguer deux cas : Les agents affiliés au contrat des jeunes et ceux affiliés

à celui des seniors. Ces deux types d'agents reçoivent le même montant de retraite. Cependant, dans la mesure où ils ne dépendaient pas du même contrat d'assurance chômage (il existe un contrat pour les jeunes et un autre pour les seniors), ils ne payeront pas les mêmes taxes. Cette taxe sur les pensions n'est payée que par les individus qui étaient encore au chômage lorsqu'ils sont devenus des retraités. Par ailleurs, elle dépend de la durée du dernier épisode de chômage. L'équation de Bellman d'un retraité qui était auparavant au chômage s'écrit :

$$V^{uir}(\tau^i(t)) = u(c^{uir}(t)) + \beta(1 - \lambda_{rr})V^{uir}(\tau^i(t))$$

where $c^{uir} = p - \tau^i(t)$ for $i = j, s$

Avec $\tau^i(t)$ la taxe sur le revenu qui est fonction de la durée de la dernière période de chômage qu'on note t . Cette taxe est donnée par le dernier contrat d'assurance chômage dont dépendait l'agent. On note $\tau^j(t)$ la taxe des jeunes et $\tau^s(t)$ celle des seniors. Il est important de remarquer que les retraités qui occupaient auparavant un emploi ne payent pas de taxe sur leur pension de retraite. De cette manière, la taxe sur les retraites accroît la valeur relative de l'emploi ce qui encourage la reprise d'emploi.

Un employé reçoit un salaire w et peut être licencié avec une probabilité δ . L'équation de Bellman d'un jeune employé s'écrit :

$$V^{ej}(w, \tau^j(t)) = u(w - \tau^j(t))$$

$$+ \beta \left[(1 - \lambda_{js})[\delta V^{uj}(1) + (1 - \delta)V^{ej}(w, \tau^j(t))] \right.$$

$$\left. \lambda_{js}[\delta V^{us}(1) + (1 - \delta)V^{es}(w, \tau^j(t))] \right]$$

Où τ^j représente la taxe d'un individu dont la durée de la dernière période de chômage est égale à t . λ_{js} est la probabilité qu'un jeune employé a de devenir un employé senior, $V^{uj}(1)$ est la valeur que le principal offre à un jeune durant sa première période de chômage et $V^{us}(1)$ est la valeur offerte à un senior pendant sa première période de chômage. Contrairement au modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), la valeur de l'emploi est une fonction croissante de la valeur du chômage offerte par le principal. En effet, pour un taux de destruction δ strictement positif, une augmentation de $V^{ui}(1)$ ($i = j, s$) aura un effet positif sur la valeur de l'emploi.

Pour un jeune, la valeur du chômage est donnée par :

$$V^{uj}(t) = u(b^j(t)) - a^j(t)$$

$$+ \beta \left[(1 - \lambda_{jr})[\pi(a^j(t))V^{ej}(w, \tau^j(t)) + (1 - \pi(a^j(t)))V^{uj}(t+1)] \right.$$

$$\left. + \lambda_{jr}V^{ujr}(\tau^j(t)) \right]$$

Avec $b^j(t)$ le montant des allocations pour un jeune après t périodes de chômage et λ_{jr} la probabilité pour un jeune chômeur de devenir retraité.

De même, les équations de Bellman d'un employé senior et d'un chômeur senior sont respectivement :

$$V^{es}(w, \tau^s(t)) = u(w - \tau^s(t))$$

$$+ \beta \left[(1 - \lambda_{sr})[\delta V^{us}(1) + (1 - \delta)V^{es}(w, \tau^s(t))] + \lambda_{sr}V^{er} \right]$$

et

$$V^{us}(t) = u(b^s(t)) - a^s(t)$$

$$+ \beta \left[(1 - \lambda_{sr})[\pi(a^s(t))V^{es}(w, \tau^s(t)) + (1 - \pi(a^s(t)))V^{us}(t+1)] \right.$$

$$\left. + \lambda_{sr}V^{usr}(\tau^s(t)) \right]$$

Où λ_{sr} correspond à la probabilité de devenir retraité pour un senior.

3.3.2 Le principal

Le principal ne peut pas observer l'intensité de recherche des chômeurs. En revanche, il connaît l'environnement économique, en particulier la probabilité de retrouver un emploi $\pi(a)$. Par ailleurs, le principal observe et contrôle parfaitement la consommation des chômeurs. Il peut ainsi déterminer le profil optimal d'indemnisation pour chaque type d'agents. Au début de son cycle de vie, l'agent a le droit au contrat d'assurance chômage réservé aux jeunes. Après plusieurs années, un jeune employé devient un senior. Dans notre modèle, cette transition est représentée à travers un processus aléatoire. Dès lors, l'agent a le droit au contrat d'assurance chômage des seniors. Nous supposons donc qu'un agent ne peut changer de contrat d'assurance chômage que lorsqu'il est employé. Ainsi, le profil d'indemnisation auquel a droit un agent dépend de l'âge où il est devenu chômeur. Le chômeur dépend du contrat des jeunes (des seniors), s'il a perdu son emploi lorsqu'il était jeune (senior).

Un contrat optimal est un vecteur de consommation $B^i = \{(b(1), b(2), \dots, b(T))\}$ avec $i = j, s$ où $b(t)$ est le montant de l'indemnité de chômage après t périodes de chômage. Ce vecteur de consommation étant donné, le chômeur maximise son utilité intertemporelle en choisissant un vecteur d'effort de recherche $A^i = \{(a(1), a(2), \dots, a(T))\}$ avec $i = j, s$ où $a(t)$ est l'effort de recherche après t périodes de chômage.

Le principal a pour objectif de minimiser ses dépenses sous les deux contraintes suivantes : (i) assurer aux jeunes entrant au chômage une utilité intertemporelle $V^{uj}(1)$ et (ii) assurer aux seniors entrant au chômage une utilité intertemporelle $V^{us}(1)$. Le programme du principal s'écrit :

$$\min C = \sum_{t=1}^{\infty} CT(t)$$

où $CT(t)$ correspond aux dépenses de la caisse d'assurance chômage associées aux agents au chômage depuis t périodes. Cette fonction de coût total est donnée par :

$$CT(t) = U^j(t)b^j(t) + U^s(t)b^s(t) + \beta \left[CT(t+1) + \sum_{i=ej}^{rs} G_i(t+1) \right] \quad (3.1)$$

où $U^j(t)$ ($U^s(t)$) est le nombre de jeunes (seniors) au chômage depuis t périodes, et $G_i(t+1)$ est la somme actualisée des taxes payées par les agents quittant le chômage après t périodes. Ces taxes peuvent être payées par les employés ou/et par les retraités. Après une période de chômage, un agent peut être un employé jeune (noté ej), un employé senior (noté es), un retraité arrivant du régime d'indemnisation des jeunes (noté rj) ou un retraité arrivant du régime d'indemnisation des seniors (noté rs). Les lois d'évolution de ces différents types d'agents sont données par :

$$U^j(t+1) = U^j(t)[1 - \pi(a^j)](1 - \lambda_{jr}) \quad (3.2)$$

$$U^s(t+1) = U^s(1 - \pi(a^s))(t)(1 - \lambda_{sr}) \quad (3.3)$$

$$E^j(t+1) = U^j(t)\pi(a^j)(1 - \lambda_{jr}) \quad (3.4)$$

$$E^s(t+1) = U^s(t)\pi(a^s)(1 - \lambda_{sr}) \quad (3.5)$$

$$R^j(t+1) = U^j(t)\lambda_{jr} \quad (3.6)$$

$$R^s(t+1) = U^s(t)\lambda_{sr} \quad (3.7)$$

où $E^j(t+1)$ ($E^s(t+1)$) est le nombre d'agents devenant des employés jeunes (seniors) après t périodes de chômage, et $R^j(t+1)$ ($R^s(t+1)$) est le nombre d'individus qui bénéficiaient du contrat d'assurance chômage des jeunes (seniors) depuis t périodes au moment de leur passage à l'âge de la retraite. Dans ce modèle, le nombre de chômeurs influence les dépenses de la caisse d'assurance chômage alors que le nombre d'employés et de retraités affecte les recettes.

Les conditions de l'enveloppe de la fonction C sont :

$$\frac{\partial C}{\partial U^j(t)} = \frac{\partial CT(t)}{\partial U^j(t)}$$

$$\frac{\partial C}{\partial U^s(t)} = \frac{\partial CT(t)}{\partial U^s(t)}$$

En utilisant les équations 3.1 and (3.2)-(3.7), nous obtenons, pour $i = j, s$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial CT(t)}{\partial U^i(t)} &= b^i(t) + \beta(1 - \lambda_{ir})(1 - \pi(a^i(t))) \frac{\partial CT(t+1)}{\partial U^i(t+1)} \\ &+ \beta(1 - \lambda_{ir})\pi(a^i(t)) \frac{\partial G_{ei}(t+1)}{\partial E^i(t+1)} \\ &+ \beta\lambda_{ir} \frac{\partial G_{ri}(t+1)}{\partial R^i(t+1)} \end{aligned}$$

où $\frac{\partial G_{ei}(t+1)}{\partial E^i(t+1)}$ ($\frac{\partial G_{ri}(t+1)}{\partial R^i(t+1)}$) est la somme actualisée des taxes payées par un agent s'il retrouve un emploi (s'il devient retraité avant de trouver un emploi).

Notons $\frac{\partial CT(t)}{\partial U^i(t)} = C_i(V^{ui}(t))$, pour $i = j, s$, $F(V^{ej}(w, \tau^j(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) = \frac{\partial G_{ej}(t+1)}{\partial E^j(t+1)}$, $W(V^{es}(w, \tau^s(t)), V^{us}(1), V^{er}) = \frac{\partial G_{es}(t+1)}{\partial E^s(t+1)}$, $Z(V^{ujr}(p, \tau^j(t))) = \frac{\partial G_{rj}(t+1)}{\partial R^j(t+1)}$, et $Z(V^{usr}(p, \tau^s(t))) = \frac{\partial G_{rs}(t+1)}{\partial R^s(t+1)}$. Le programme initial du principal est alors équivalent à la résolution du programme suivant :

$$\begin{aligned} C_j(V^{uj}(t)) &= \min_{C^j} \left\{ b^j(t) + \beta(1 - \lambda_{jr}) \left[(1 - \pi(a^j(t))) C_j(V^{uj}(t+1)) \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \pi(a^j(t)) F(V^{ej}(w, \tau^j(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) \right] + \beta\lambda_{jr} Z(V^{ujr}(p, \tau^j(t))) \right\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} C_s(V^{us}(t)) &= \min_{C^s} \left\{ b^s(t) + \beta(1 - \lambda_{sr}) \left[(1 - \pi(a^s(t))) C_s(V^{us}(t+1)) \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \pi(a^s(t)) W(V^{es}(w, \tau^s(t)), V^{us}(1), V^{er}) \right] + \beta\lambda_{sr} Z(V^{usr}(p, \tau^s(t))) \right\} \end{aligned}$$

où $C^i \equiv \{b^i(t), a^i(t), V^{ui}(t+1), V^{ei}(w, \tau(t)), V^{uir}\}$, pour $i = j, s$. On peut alors associer à chaque durée de chômage t , une utilité intertemporelle du chômage $V^{ui}(t)$ et un coût actualisé $C^i(V^{ui}(t))$. Ces deux valeurs sont estimées avec le même facteur d'escompte. Ainsi, il existe plusieurs contrats B^i offrant le même niveau d'utilité $V^{ui}(1)$ aux chômeurs, mais pour des coûts $C^i(V^{ui}(1))$ différents. Le contrat optimal est celui qui minimise le coût du principal en assurant une espérance d'utilité $V^{ui}(1) = V^{ui}$ fixée *ex-ante*. Pour terminer, le salaire net d'un employé reste le même lorsqu'il change de classe d'âge.

Nous allons à présent nous intéresser aux fonctions F , W et Z donnant le montant actualisé des taxes. Puis, nous déterminerons le contrat optimal d'assurance chômage des jeunes et des seniors.

3.3.3 Les taxes sur les salaires et les pensions de retraite

Lorsque les agents occupent un emploi, il n'existe pas problème d'incitation entre le principal et l'agent. Il n'y a par conséquent aucune raison de modifier le niveau de consommation des employés. Le principal offre alors un niveau de consommation constant c^{ei} avec $i = j, s$. Ce niveau de consommation est donné par :

$$\begin{aligned} c^{ej} &= u^{-1} \left(\frac{1}{A_1} V^{ej} - \frac{A_2}{A_1} V^{uj}(1) - \frac{A_3}{A_1} V^{us}(1) - \frac{A_4}{A_1} V^{er} \right) \\ \text{avec} \begin{cases} A_1 &= \frac{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{js} - \lambda_{sr})}{(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{js}))(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr}))} \\ A_2 &= \frac{\beta\delta(1 - \lambda_{js})[1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr})]}{(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{js}))(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr}))} \\ A_3 &= \frac{\beta\delta\lambda_{js}}{(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{js}))(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr}))} \\ A_4 &= \frac{\beta^2(1 - \delta)\lambda_{js}\lambda_{sr}}{(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{js}))(1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr}))} \end{cases} \\ c^{es} &= u^{-1} \left([1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr})] V^{es} - \beta\delta(1 - \lambda_{sr}) V^{us}(1) - \beta\lambda_{sr} V^{er} \right) \end{aligned}$$

En revanche, lorsque l'agent est au chômage, le principal peut fournir des incitations à la reprise d'emploi en taxant les salaires en fonction de la durée des épisodes de chômage. Les valeurs actualisées des transferts nets entre le principal et l'agent s'écrivent :

$$\begin{aligned}\frac{-w + c^{ej}(w, \tau(t))}{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{jr})} &= F(V^{ej}(w, \tau(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) \\ \frac{-w + c^{es}(w, \tau(t))}{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr})} &= W(V^{es}(w, \tau(t)), V^{us}(1), V^{er})\end{aligned}$$

Lorsque $c^{ei} < w$, avec $i = j, s$, le principal prélève une taxe égale à $w - c^{ei} = \tau$. On peut alors montrer que F et W sont décroissants, convexes et que :

$$\begin{aligned}F'_1 &= B \frac{1}{u'(c^{ej})} & F'_2 &= -A_2 F'_1 \\ W'_1 &= \frac{1}{u'(c^{es})} & W'_2 &= \frac{-\beta\delta(1 - \lambda_{sr})}{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr})} W'_1\end{aligned}$$

avec $B = [1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{sr})]/[1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda_{js} - \lambda_{sr})]$

De la même manière, lorsque un agent devient retraité alors qu'il était au chômage, le principal prélève une taxe sur sa pension. Les valeurs actualisées de ces prélèvements sont données par :

$$\begin{aligned}\frac{-p + c^{ujr}(p, \tau(t))}{1 - \beta(1 - \lambda_{rr})} &= Z(V^{ujr}(p, \tau^j(t))) \\ \frac{-p + c^{usr}(p, \tau(t))}{1 - \beta(1 - \lambda_{rr})} &= Z(V^{usr}(p, \tau^s(t)))\end{aligned}$$

La fonction Z s'écrit :

$$Z(V^{uir}(p, \tau^i(t))) = \frac{-p + u^{-1}((1 - \beta(1 - \lambda_{rr}))V^{uir}(p, \tau^i(t)))}{1 - \beta(1 - \lambda_{rr})}$$

avec $i = j, s$. On constate que cette fonction Z est décroissante, convexe et que $Z' = 1/u'(c^{uir})$, avec $i = j, s$.

Le contrat d'assurance chômage des jeunes

Pour commencer, nous recherchons le contrat minimisant les dépenses associées à une période de chômage d'un agent jeune. Pour des valeurs $V^{uj}(1)$ et $V^{us}(1)$ données, le programme auquel fait face le principal est le suivant :

$$\begin{aligned}C_j(V^{uj}(t)) &= \min_{c^j} \left\{ b^j(t) + \beta(1 - \lambda_{jr}) \left[(1 - \pi(a^j(t))) C_j(V^{uj}(t+1)) \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \pi(a^j(t)) F(V^{ej}(w, \tau(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) \right] + \beta\lambda_{jr} Z(V^{ujr}(p, \tau(t))) \right\}\end{aligned}$$

Où $F(\cdot)$ est la somme actualisée des taxes sur les salaires payées par un agent reprenant le travail après t périodes de chômage, $Z(\cdot)$ est la somme actualisée des taxes sur les retraites payées par un agent devenu retraité après t périodes de chômage⁴ et $\mathcal{C}^j \equiv \{b^j(t), a^j(t), V^{uj}(t+1), V^{ej}(w, \tau(t)), V^{ujr}\}$.

sous les contraintes

$$\begin{aligned}V^{uj}(t) &= u(b^j(t)) - a^j(t) \\ &\quad + \beta \left[(1 - \lambda_{jr}) [\pi(a^j(t)) V^{ej}(w, \tau(t)) + (1 - \pi(a^j(t))) V^{uj}(t+1)] \right. \\ &\quad \left. + \lambda_{jr} V^{ujr}(\tau(t)) \right]\end{aligned}\tag{3.8}$$

⁴Voir l'annexe pour une présentation en détail de $F(\cdot)$ et $Z(\cdot)$.

et

$$\beta\pi'(a^j(t))(1 - \lambda_{jr})(V^{ej}(w, \tau(t)) - V^{uj}(t+1)) = 1 \quad (3.9)$$

Les conditions du premier ordre sont alors

$$\frac{1}{u'(c^{uj})} = \mu_j \quad (3.10)$$

$$\pi'(a^j(t)) \left[F(V^{ej}(w, \tau(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) - C_j(V^{uj}(t+1)) \right] = \eta_j \pi''(a^j(t))(V^{ej}(w, \tau(t)) - V^{uj}(t+1)) \quad (3.11)$$

$$(1 - \pi(a^j(t)))C'_j(V^{uj}(t+1)) = \mu_j(1 - \pi(a^j(t))) - \eta_j \pi'(a^j(t)) \quad (3.12)$$

$$\pi(a^j(t))F'_1(V^{ej}(w, \tau(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) = \mu_j \pi(a^j(t)) + \eta_j \pi'(a^j(t)) \quad (3.13)$$

$$Z'(V^{ujr}(p, \tau(t))) = \mu_j \quad (3.14)$$

où μ_j est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de la valeur promise (équation (3.8)) et η_j le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'incitation (équation (3.9)). L'introduction d'un taux de destruction positif implique une discontinuité de la condition de l'enveloppe. Nous avons ainsi :

$$\begin{aligned} C'(V^{uj}(1)) &= \beta(1 - \lambda_{jr})\pi(a^j(1))F'_2(V^{ej}(w, \tau(1)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) \\ &\quad + \mu_j \left(1 - \beta(1 - \lambda_{jr})\pi(a^j(1)) \frac{\partial V^{ej}(w, \tau(0))}{\partial V^{uj}(1)} \right) \\ &= -\beta(1 - \lambda_{jr})\pi(a^j(1))A_2 B \frac{1}{u'(c^{ej})} \\ &\quad + \mu_j [1 - \beta(1 - \lambda_{jr})\pi(a^j(1))A_2] \\ &= \pi(a^j(1))\Psi_1 F'_1(V^{ej}(w, \tau(1)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) \\ &\quad + (1 - \pi(a^j(1)))\Psi_2 C'_j(V^{uj}(2)) \end{aligned} \quad (3.15)$$

$$\text{où} \quad \begin{cases} \Psi_1 &= (1 - \beta(1 - \lambda_{jr})(1 + \pi(a^j(1))))A_2 \\ \Psi_2 &= (1 - \beta(1 - \lambda_{jr})\pi(a^j(1)))A_2 \end{cases}$$

Pour les chômeurs n'ayant qu'une période de chômage.

$$\begin{aligned} C'(V^{uj}(t)) &= \mu_j \\ &= \pi(a^j(t))F'_1(V^{ej}(w, \tau(t)), V^{uj}(1), V^{us}(1), V^{er}) \\ &\quad + (1 - \pi(a^j(t)))C'_j(V^{uj}(t+1)) \end{aligned} \quad (3.16)$$

Pour les individus ayant 2 périodes ou plus de chômage. La seconde égalité se déduit des équations (3.12) and (3.13).

Le contrat d'assurance chômage des seniors

La valeur actualisée des dépenses du principal associée au contrat offert à un senior s'écrit :

$$\begin{aligned} C_s(V^{us}(t)) &= \min_{C^s} \left\{ b^s(t) + \beta(1 - \lambda_{sr}) \left[(1 - \pi(a^s(t)))C_s(V^{us}(t+1)) \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \pi(a^s(t))W(V^{es}(w, \tau(t)), V^{us}(1), V^{er}) \right] + \beta\lambda_{sr}Z(V^{usr}(p, \tau(t))) \right\} \end{aligned}$$

Où $W(\cdot)$ est la somme actualisée des taxes sur les salaires payées par un agent reprenant le travail après t périodes de chômage, $Z(\cdot)$ est la somme actualisée des taxes sur les retraites payées par un agent devenu

retraité après t périodes de chômage et $C^s \equiv \{b^s(t), a^s(t), V^{us}(t+1), V^{es}(w, \tau(t)), V^{usr}\}$

sous les contraintes

$$\begin{aligned} V^{us}(t) &= u(b^s(t)) - a^s(t) \\ &+ \beta \left[(1 - \lambda_{sr}) [\pi(a^s(t)) V^{es}(w, \tau(t)) + (1 - \pi(a^s(t))) V^{us}(t+1)] \right. \\ &\left. + \lambda_{sr} V^{usr}(\tau(t)) \right] \end{aligned} \quad (3.17)$$

et

$$\beta \pi'(a^s(t)) (1 - \lambda_{sr}) (V^{es}(w, \tau(t)) - V^{us}(t+1)) = 1 \quad (3.18)$$

Les conditions du premier ordre sont alors :

$$\frac{1}{u'(c^{us})} = \mu_s \quad (3.19)$$

$$\begin{aligned} \pi'(a^s(t)) \left[W(V^{es}(w, \tau(t)), V^{us}(1), V^{er}) - C_s(V^{us}(t+1)) \right] = \\ \eta_s \pi''(a^s(t)) (V^{es}(w, \tau(t)) - V^{us}(t+1)) \end{aligned} \quad (3.20)$$

$$(1 - \pi(a^s(t))) C'_s(V^{us}(t+1)) = \mu_s (1 - \pi(a^s(t))) - \eta_s \pi'(a^s(t)) \quad (3.21)$$

$$\pi(a^s(t)) W'_1(V^{es}(w, \tau(t)), V^{us}(1), V^{er}) = \mu_s \pi(a^s(t)) + \eta_s \pi'(a^s(t)) \quad (3.22)$$

$$Z'(V^{usr}(p, \tau(t))) = \mu_s \quad (3.23)$$

où μ_s est le multiplicateur de Lagrange associé à la valeur promise (équation (3.17)) et η_s le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'incitation (équation (3.18)). Comme pour les jeunes, l'introduction d'un taux de destruction positif est à l'origine d'une discontinuité de la condition de l'enveloppe. Celle-ci s'écrit alors :

$$\begin{aligned} C'(V^{us}(1)) &= \beta(1 - \lambda_{sr}) \pi(a^s(1)) W'_2(V^{es}(w, \tau(1)), V^{us}(1), V^{er}) \\ &+ \mu_s \left(1 - \beta(1 - \lambda_{sr}) \pi(a^s(1)) \frac{\partial V^{es}(w, \tau(0))}{\partial V^{us}(1)} \right) \\ &= \pi(a^j(1)) \Gamma_1 W'_1(V^{es}(w, \tau(1)), V^{us}(1), V^{er}) \\ &+ (1 - \pi(a^j(1))) \Gamma_2 C'_s(V^{us}(2)) \end{aligned} \quad (3.24)$$

où

$$\begin{cases} \Gamma_1 &= \frac{1 - \beta(1 - \lambda_{sr}) [1 - s(1 - \beta(1 + \pi(a^j(1)))) (1 - \lambda_{sr})]}{1 - \beta(1 - \lambda_{sr})(1 - s)} \\ \Gamma_2 &= \frac{1 - \beta(1 - \lambda_{sr}) [1 - s(1 - \beta \pi(a^j(1))) (1 - \lambda_{sr})]}{1 - \beta(1 - \lambda_{sr})(1 - s)} \end{cases}$$

Pour les individus dont la durée de l'épisode de chômage est égale à une période.

$$\begin{aligned} C'(V^{us}(t)) &= \mu_s \\ &= \pi(a^s(t)) W'_1(V^{es}(w, \tau(t)), V^{us}(1), V^{er}) \\ &+ (1 - \pi(a^s(t))) C'_s(V^{us}(t+1)) \end{aligned} \quad (3.25)$$

Pour ceux dont la durée de chômage est égale ou supérieure à 2 périodes. Nous obtenons la seconde égalité à partir des équations (3.21) et (3.22).

3.3.4 Analyse

Nous proposons à présent de dériver quelques propriétés des contrats d'assurance chômage offerts par le principal. La proposition suivante montre que, comme dans le modèle Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), le contrat optimal est caractérisé par un ratio de remplacement dégressif avec la durée du chômage. Ce résultat est donc toujours vérifié lorsqu'on introduit (i) un taux de destruction de l'emploi positif et (ii) un cycle de vie.

PROPOSITION 1. Après la première période de chômage, les indemnités de chômage des jeunes et des seniors diminuent avec la durée de l'épisode de chômage.

Preuve. Pour commencer, nous allons caractériser le profil des indemnités pour les chômeurs ayant plus d'une période de chômage. Les équations (3.21) et (3.22) pour les jeunes et (3.21) and (3.22) pour les seniors permettent d'obtenir :

$$\begin{aligned} F'_1 - C'_j(t+1) &= \eta_j \pi'(a^j(t)) \left[\frac{1}{\pi(a^j(t))(1 - \pi(a^j(t)))} \right] \\ W'_1 - C'_s(t+1) &= \eta_s \pi'(a^s(t)) \left[\frac{1}{\pi(a^s(t))(1 - \pi(a^s(t)))} \right] \end{aligned}$$

Dans la mesure où η_i , avec $i = j, s$, est positif (voir le lemme 1 de l'annexe), nous avons $F'_1 > C'_j(t+1)$ et $W'_1 > C'_s(t+1)$. En utilisant les conditions de l'enveloppe (3.16) et (3.25), il vient :

$$\begin{aligned} F'_1 &> C'_j(t) > C'_j(t+1) \\ W'_1 &> C'_s(t) > C'_s(t+1) \end{aligned}$$

Puisque $C'_i(t) = 1/u'(c^{ui})$, avec $i = j, s$, la concavité de la fonction d'utilité implique que $c^{ui}(t) > c^{ui}(t+1)$, avec $i = j, s$. Ainsi, les indemnités de chômage sont dégressives avec la durée de l'épisode de chômage. C.Q.F.D

Pendant la première période de chômage, les conditions de l'enveloppe (3.15) et (3.24) impliquent que :

$$\begin{aligned} C'_j(1) &= \pi^j(t) \Psi_1 F'_1 + (1 - \pi^j(t)) \Psi_2 C'_j(2) \\ C'_s(1) &= \pi^s(t) \Gamma_1 W'_1 + (1 - \pi^s(t)) \Gamma_2 C'_s(2) \end{aligned}$$

Avec $\Psi_i < 1$ et $\Gamma_i < 1$ for $i = 1, 2$, on peut obtenir $C'_i(1) < C'_i(2)$, avec $i = j, s$. Ainsi, les allocations de chômage peuvent augmenter entre la première et la seconde période. Cependant, il s'avère que ce n'est jamais le cas dans les simulations numériques que nous avons réalisées. Ainsi, à partir de maintenant, nous supposons que les paramètres Ψ_i et Γ_i , avec $i = 1, 2$, sont tels que :

$$\begin{aligned} F'_1 &> C'_j(1) > C'_j(2) \\ W'_1 &> C'_s(1) > C'_s(2) \end{aligned}$$

Intéressons nous à présent aux propriétés de la taxe. Dans notre modèle, le principal peut taxer les salaires ainsi que les pensions des agents qui étaient chômeurs avant de devenir retraités.

PROPOSITION 2. La taxation des salaires et des pensions n'est pas indépendante des périodes de chômage.

Cette proposition montre que la taxe est utilisée par le principal afin d'inciter les agents à rechercher un emploi. De même, le principal a toujours intérêt à taxer les pensions de retraite.

Proof. En remplaçant (3.16) T fois dans l'équation (3.15), nous obtenons :

$$\begin{aligned} C'(V^{uj}(1)) &= \Psi_2 \left[\sum_{j=0}^{T-1} \left(\prod_{i=0}^j (1 - \pi(a(i))) \right) \pi(a(j+1)) F'_1(j+1) \right. \\ &\quad \left. + \prod_{j=1}^T (1 - \pi(a(j))) C'(V^{uj}(T)) \right] \\ &\quad + \pi(a(1)) (\Psi_1 - \Psi_2) F'_1(1) \end{aligned}$$

Si nous supposons que $V^{ej} = V^{ej}(t)$, $\forall t$. La Proposition 1 implique alors que la valeur $V^{uj}(t)$ est décroissante et que l'effort de recherche est croissant. On en déduit que :

$$0 < \prod_{j=1}^T (1 - \pi(a(j))) < (1 - \pi(a(1)))^T$$

Le coût marginal $C'(V^{uj}(t))$ étant borné, nous obtenons :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^T (1 - \pi(a(j))) C'(V^{uj}(T)) = 0$$

De plus, en supposant que $V^{ej} = V^{ej}(t)$, $\forall t$, nous avons :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^{T-1} \left(\prod_{i=0}^j (1 - \pi(a(i))) \right) \pi(a(j+1)) F'_1 = F'_1$$

Nous en déduisons alors que

$$C'(V^{uj}(1)) = F'_1 [\pi(a(1)) \Psi_1 + (1 - \pi(a(1))) \Psi_2]$$

En utilisant l'équation (3.15), cette équation implique que $C'(V^{uj}(2)) = F'_1$. Ce résultat est contraire aux équations (3.12) et (3.13). En effet, ces deux équations impliquent que :

$$C'(V^{uj}(2)) - F'_1 = -\eta_j \frac{\pi'(a(1))}{\pi(a(1))(1 - \pi(a(1)))} < 0$$

La même démonstration peut être faite pour les seniors en utilisant les équations (3.21), (3.22), (3.24) et (3.25). Ce résultat prouve que la taxe sur les salaires est utilisée et dépend du nombre de périodes de chômage de l'agent.

Concernant la taxe sur les pensions, les équations (3.14) et (3.16) nous permettent d'écrire :

$$Z'(V^{ur}(t)) = C'(V^{uj}(t)) \tag{3.26}$$

Supposons que $V^{ur}(t) = V^{ur}$, $\forall t$. Dans ce cas, nous avons montré dans la proposition 1 que $V^{uj}(t) > V^{uj}(t-1)$ ce qui signifie que $C'(V^{uj}(t)) > C'(V^{uj}(t-1))$. Ce résultat est contraire à l'hypothèse selon laquelle $V^{ur}(t)$ est constante.

La même démonstration peut être faite pour les seniors en utilisant les équations (3.23) et (3.25). Cela prouve que la taxation des retraites est utilisée par le principal et que celle-ci est fonction du nombre de périodes de chômage des agents. C.Q.F.D.

Comme Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), nous pouvons également montrer que cette taxe sur les salaires et les pensions augmente avec la durée du chômage. En effet, dans la mesure où les agents sont averses au risque, il est optimal de réduire leur consommation dans tous les états de la nature. Le principal doit donc réduire les indemnités de chômage, le salaire net des employés et les pensions. Ainsi, afin d'inciter les agents à reprendre un emploi, une taxe est prélevée sur les pensions des agents qui sont devenus retraités alors qu'ils étaient encore au chômage. La proposition suivante donne les conditions sous lesquelles cette taxe augmente avec la durée du chômage.

PROPOSITION 3. La taxe prélevée sur les salaires et les pensions augmente avec la durée du dernier épisode de chômage. Cette proposition est vraie si C_i , avec $i = j, s$ est convexe et sous les conditions suivantes : l'expression (i) $[-\pi''(1 - \pi)\pi]/(\pi')^3$ est une fonction croissante de a , l'expression (ii) $-\pi''/(\pi')^2$ est une fonction croissante de a .

Preuve. La démonstration concernant la taxe sur les salaires est la même que celle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). On utilise les équations (3.9), (3.11), (3.12) et (3.13) pour les jeunes et les équations (3.18), (3.20), (3.21) et (3.22) pour les seniors ce qui permet de trouver les mêmes résultats que Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997).

Pour la taxe sur les pensions, l'équation (3.26) et la convexité de Z impliquent que la valeur $V^{ur}(t)$ diminue dans la mesure où la valeur $V^{ui}(t)$, avec $i = j, s$, diminue comme nous l'avons montré dans la proposition 1. C.Q.F.D.

PROPOSITION 4. Lorsque les indemnités de chômage sont constantes et qu'aucune taxe n'est prélevée sur les salaires, la taxe sur les pensions reste croissante avec la durée du dernier épisode de chômage.

Preuve. Voir l'annexe. Cette proposition prouve que l'utilisation de la seule taxe sur les pensions a un effet sur l'incitation au retour à l'emploi.

Ainsi, nous avons montré que le contrat optimal d'assurance est caractérisé par les propriétés suivantes : (i) le ratio de remplacement diminue avec la durée de l'épisode de chômage, (ii) les taxes sur le salaire et les pensions seront toujours utilisées par le principal dans le contrat optimal et (iii) les taxes augmentent avec la durée de l'épisode de chômage. Dans la section suivante, nous calibrons notre modèle et estimons les gains potentiels générés par l'introduction d'un contrat optimal.

3.4 Analyse quantitative

Dans cette section, nous déterminons numériquement les caractéristiques du contrat optimal d'assurance chômage lorsque le cycle de vie est pris en compte. Afin de comparer le contrat des jeunes à celui des seniors, nous fixons les valeurs U^j et U^s en supposant que le profil d'indemnisation est plat $b_1 = b_2 = \dots = b_T = \bar{b}$. Le principal doit alors offrir aux agents l'utilité U^j et U^s en minimisant ses dépenses.

3.4.1 Calibration

Nous choisissons le mois comme période de référence. Comme Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), nous fixons β à 0.995 ce qui implique un taux d'escompte psychologique de 5% par an. L'aversion au risque σ est supposée être égale à 0.5. Cette calibration est courante dans la littérature sur l'assurance chômage optimale (voir par exemple Hagedorn, M., Kaul, A., et Menzel, T. (2002)). Nous normalisons le salaire w à 100 de manière à ce que le montant des indemnités soit égal au ratio de remplacement. La probabilité de perdre son emploi δ est égale à 0.01. Cela signifie que la durée moyenne d'un emploi est de 100 mois.

Un agent reste sur le marché du travail pendant 40 ans en moyenne, puis reçoit une retraite durant 20 ans en moyenne avant de mourir. Dans les pays européens, la durée d'indemnisation est généralement plus longue pour les plus de 50 ans. Par conséquent, dans notre modèle, nous supposons qu'un employé jeune travaille en moyenne 30 ans avant de changer de classe d'âge et d'avoir le droit au contrat d'assurance réservé aux seniors. Une fois senior, un agent travaille en moyenne 10 ans avant de devenir retraité. Par conséquent, la probabilité pour un jeune travailleur de devenir un travailleur senior est $\lambda_{js} = 0.0028$. De même, un jeune chômeur a une probabilité $\lambda_{jr} = 0.0021$ de devenir retraité alors qu'un senior deviendra retraité avec une probabilité $\lambda_{sr} = 0.0083$. Enfin, un retraité meurt avec une probabilité $\lambda_{rr} = 0.0042$.

Le paramètre ϕ est calibré afin de reproduire un taux de chômage pour l'ensemble de l'économie proche de 9%. Nous fixons ϕ à 0.0046. Ainsi, la durée moyenne du chômage est de 7.4 mois pour les jeunes et 16.6 mois pour les seniors lorsque $\bar{b} = 50$. Le niveau de la pension correspond au montant moyen observé dans la plupart des pays européens, $p = 70$. Pour terminer, nos simulations sont réalisées en supposant que la valeur minimum du chômage correspond au cas où les agents reçoivent indéfiniment une allocation $b = 0$.

Nous recherchons alors le contrat optimal en utilisant les méthodes de résolution des contrats dynamiques développées par Spear, S.E. et Srivastava, S. (1987), Phelan, C. et Townsend, R.M. (1991), Abreu, D., Pearce, D., et Stacchetti, E. (1990) et Atkeson, L. et Lucas, R.E. (1992).

3.4.2 Le contrat optimal d'assurance chômage

Cette sous-section est consacrée aux simulations numériques de notre modèle. Pour commencer, nous présentons le contrat optimal lorsqu'il n'existe aucune taxe. Puis, nous réalisons une simulation afin d'observer comment la taxe sur les pensions affecte le contrat optimal.

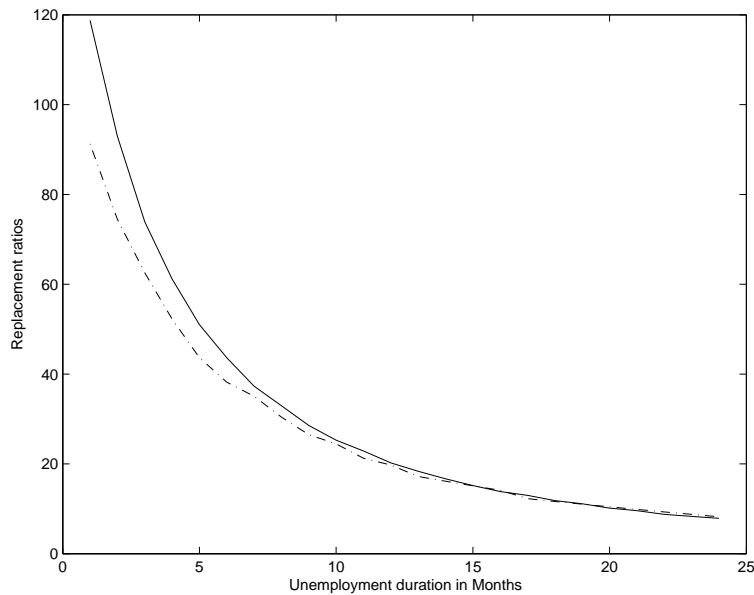
Le profil du ratio de remplacement et de la taxe sur les salaires

Dans cette section, nous calculons le contrat optimal en présence de cycle de vie. Nous distinguons deux cas : celui sans taxe, puis celui avec taxe.

Le graphique 3.1 représente le profil d'indemnisation des jeunes et des seniors lorsque les salaires ne sont pas taxés. Ces contrats correspondent au cas étudié par Shavell, S. et Weiss, L. (1979), mais en présence d'un cycle de vie. Pour les deux agences, le ratio de remplacement diminue avec la durée de l'épisode de chômage. Cependant, il apparaît que le ratio de remplacement des seniors chute plus rapidement que celui des jeunes. L'explication de ce résultat est simple. Afin de donner aux chômeurs des incitations à la recherche d'emploi, le principal doit sanctionner les chômeurs qui ne quittent pas le chômage. L'incitation à retrouver un emploi augmente avec l'écart entre la valeur de l'emploi et celle du chômage. Ainsi, en augmentant la valeur relative de l'emploi, la réduction du ratio de remplacement permet d'accroître l'effort de recherche des agents. Cependant, dans notre modèle, il existe une source d'hétérogénéité entre les agents : les seniors sont plus proches de l'âge de départ en retraite que les jeunes. Par conséquent, en cas de retour à l'emploi, les seniors resteront employés moins longtemps que les jeunes. C'est la raison pour laquelle la recherche d'emploi est moins attractive pour les seniors. Le principal doit alors donner plus d'incitations à ces chômeurs pour les encourager à rechercher activement un emploi. Le contrat optimal des seniors doit donc être plus dégressif que celui des jeunes.

Afin d'obtenir un contrat très dégressif pour les seniors, le principal offre des indemnités de chômage élevées au moment de l'entrée au chômage. Ce profil permet d'assurer aux seniors le niveau d'utilité voulu malgré la forte dégressivité. Le montant des allocations de chômage dépasse donc le montant du salaire pendant les premiers mois de chômage. Pourtant, les employés ne transitent pas vers le chômage et les chômeurs recherchent un emploi. En effet, de part la dégressivité des allocations de chômage, l'espérance d'utilité intertemporelle d'un chômeur est toujours inférieure à celle d'un employé ce qui implique un effort de recherche positif. De plus, les employés ne peuvent pas choisir de devenir chômeurs. L'entrée au chômage ne peut se faire qu'à la suite d'un licenciement.

FIG. 3.1 – Ratio optimal sans taxe



La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

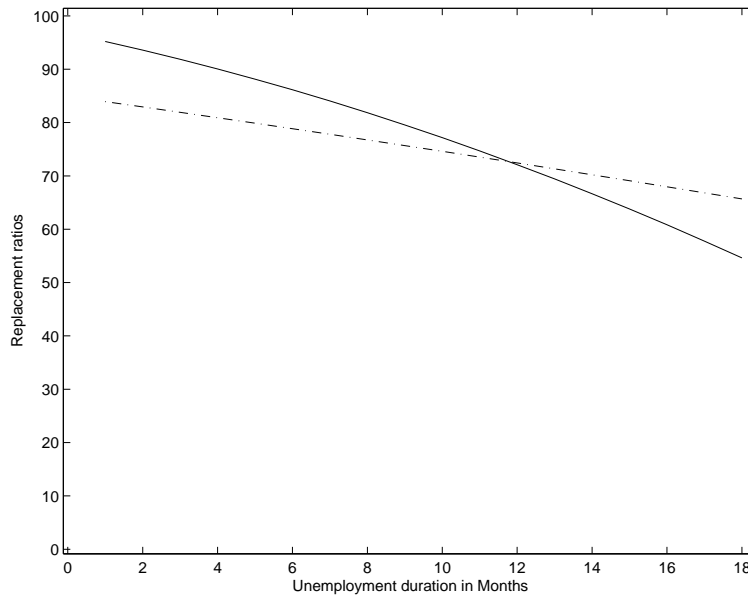
Sans la taxe sur les salaires, le principal ne contrôle la consommation que durant la période de chômage. Cette restriction oblige le principal à intervenir sur une période de temps relativement courte. Afin d'obtenir un meilleur lissage de la consommation à travers le temps, nous pouvons supposer que le principal a également le pouvoir de modifier la consommation des employés. De cette manière, il est possible de proposer un ratio de remplacement moins dégressif sans accroître les dépenses du principal. Lorsque le principal peut contrôler le revenu des chômeurs et des employés, la consommation des agents est mieux lissée à travers le temps. Ce résultat vient du fait que la taxe dépend de la durée du dernier épisode de chômage ce qui permet de sanctionner les employés qui restent le plus longtemps au chômage. Le contrat avec taxe permet donc de réduire les fluctuations de consommation et cela en réduisant les dépenses du principal.

Dans le graphique 3.2, nous présentons le ratio de remplacement des jeunes et des seniors quand le principal peut utiliser une taxe sur les salaires. Il apparaît que le ratio de remplacement des jeunes et des seniors est nettement moins dégressif que dans le cas sans taxe. Ainsi, pour le premier mois d'indemnisation, le ratio de remplacement des jeunes est égal à 84.08% dans le cas sans taxe et à 91.23% dans le cas avec taxe. Après un an de chômage, l'écart entre les deux contrats est élevé : le ratio de remplacement est égal à 72.46% dans le cas avec taxe et à 19.75% dans le cas sans taxe. De même, pour les seniors, le ratio de remplacement durant le premier mois est de 95.69% dans le cas avec taxe et de 118.77% dans le cas sans taxe. Après un an de chômage, on obtient un ratio de remplacement de 72.34% dans le cas avec taxe et de 20.21% dans le cas sans taxe.

Malgré le montant élevé des allocations de chômage, les agents sont toujours incités à rechercher un emploi. En effet, lorsqu'un chômeur retrouve un emploi en moins de deux mois, il reçoit une subvention de la part du principal. De même, les agents reprenant un emploi après plus de deux mois de chômage doivent payer une taxe au principal. Ainsi, les chômeurs sont toujours incités à retrouver un emploi le plus rapidement possible. Cela est d'autant plus vrai que cette taxe (ou cette subvention) est payée aussi longtemps que l'agent reste employé. Il apparaît que cette subvention et cette taxe sont plus élevées pour les seniors. Ce résultat s'explique par le fait qu'il est nécessaire de donner plus d'incitations aux seniors compte tenu de leur horizon de vie. Par ailleurs, dans la mesure où les seniors transitent plus souvent vers la retraite que les jeunes, le principal perçoit des taxes (ou paye une subvention) pendant une période plus courte. Par conséquent, la taxe des seniors doit augmenter plus rapidement que celle des jeunes.

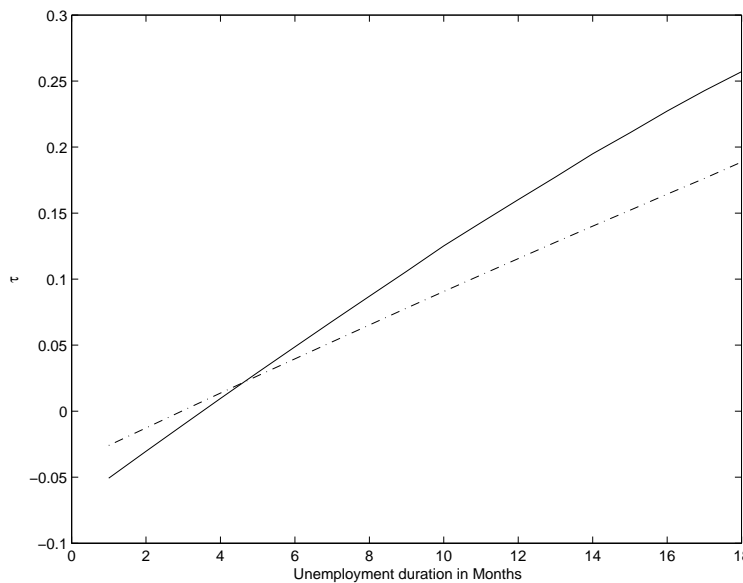
Au-delà de sa capacité à lisser la consommation au cours du cycle de vie, le contrat optimal permet au principal de s'autofinancer. En effet, quand un agent reste au chômage, l'augmentation des taxes permet de financer la prolongation du versement des indemnités de chômage. Autrement dit, l'agent rembourse le principal via une augmentation des taxes.

FIG. 3.2 – Ratio de remplacement optimal avec taxe sur le salaire



La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes.

FIG. 3.3 – Taxe optimale sur le salaire



La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes.

Cependant, l'efficacité de la taxe est moins importante pour les seniors que pour les jeunes. Deux raisons expliquent ce résultat. Pour commencer, la durée moyenne d'un emploi est plus courte pour les seniors que pour les jeunes ce qui réduit l'effet lissage de la taxe. Ensuite, la probabilité de devenir retraité

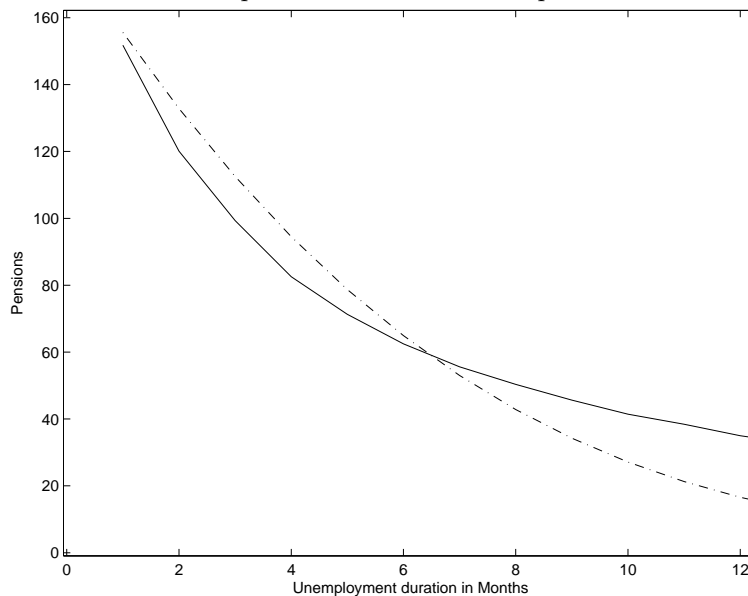
est plus élevée pour les seniors. Par conséquent, les seniors payent une taxe pendant une durée plus courte que les jeunes. Ainsi, la taxe a moins d'effets incitatifs sur les seniors. Par conséquent, le principal offre aux seniors un contrat avec (i) un ratio de remplacement plus dégressif, et (ii) une taxe qui augmente plus rapidement avec la durée du chômage que celle des jeunes.

L'intégration de l'assurance chômage et du système de retraite

La courte durée de vie d'un emploi pour les seniors explique la faible efficacité de la taxe sur les salaires pour ce groupe. Afin d'améliorer les contrats d'assurance chômage, nous intégrons l'assurance chômage et le système des retraites. En effet, comme l'ont souligné Stiglitz, J.E. et Yun, J. (2005), l'intégration de ces deux systèmes permet de mieux lisser la consommation des agents en transférant une partie des ressources consacrées aux retraites vers les périodes de chômage. Afin de minimiser les écarts de consommation entre les périodes de chômage et les périodes de retraite, nous supposons que la pension de retraite d'un individu qui était auparavant chômeur dépend de la durée du dernier épisode de chômage. En revanche, lorsqu'un employé devient retraité, il ne paie jamais de taxe sur sa pension de retraite. Cette asymétrie permet de sanctionner les individus qui cessent de rechercher un emploi juste à l'approche de l'âge de la retraite. De cette manière, le principal accroît la valeur relative de l'emploi. En effet, pour un senior, la reprise d'un emploi permet également d'avoir accès à une retraite à taux plein. Par contre, un chômeur attendant l'âge de départ en retraite subit une décote sur le montant de sa pension.

Quel est le profil optimal de l'assurance chômage lorsque le principal n'utilise qu'une taxe sur les pensions de retraite? Le graphique 3.4 résume les caractéristiques de ces contrats. Pour commencer, lorsqu'un agent a moins de 4 mois de chômage, la pension de retraite est plus élevée que dans le cadre de référence (70). Ensuite, la pension diminue rapidement avec le nombre de périodes de chômage.

FIG. 3.4 – Pension optimale avec ratio de remplacement constant



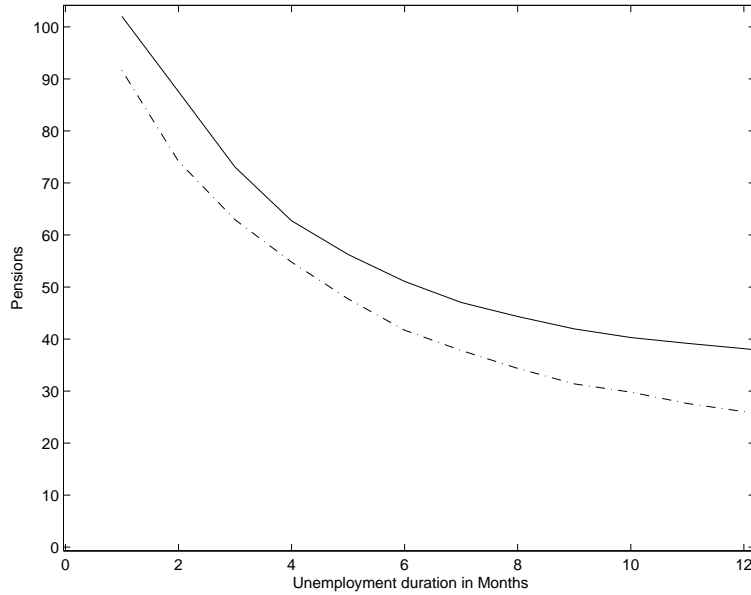
La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

Comment expliquer ces résultats et notamment le niveau élevé des pensions pour les chômeurs de court terme? Lorsqu'un agent est licencié juste avant l'âge de départ en retraite, sa probabilité de retrouver un autre emploi est nulle : à la fin de la vie active, le chômage est un état absorbant dans la mesure où en moyenne les individus ne disposent pas de suffisamment de temps pour retrouver un emploi. Afin de compenser cette perte de salaire, le principal accroît la valeur des pensions pour les chômeurs de courte durée. Ce mécanisme permet également de proposer une dégressivité plus forte des pensions. Les pensions

élevées compensent alors les faibles montants perçus par les retraités qui ont connu une longue période de chômage. Le principal offre ainsi le niveau d'utilité souhaité tout en incitant les chômeurs seniors à retrouver rapidement un emploi. La réduction des pensions montre que le principal utilise la taxe afin d'inciter les chômeurs seniors à retrouver un emploi.

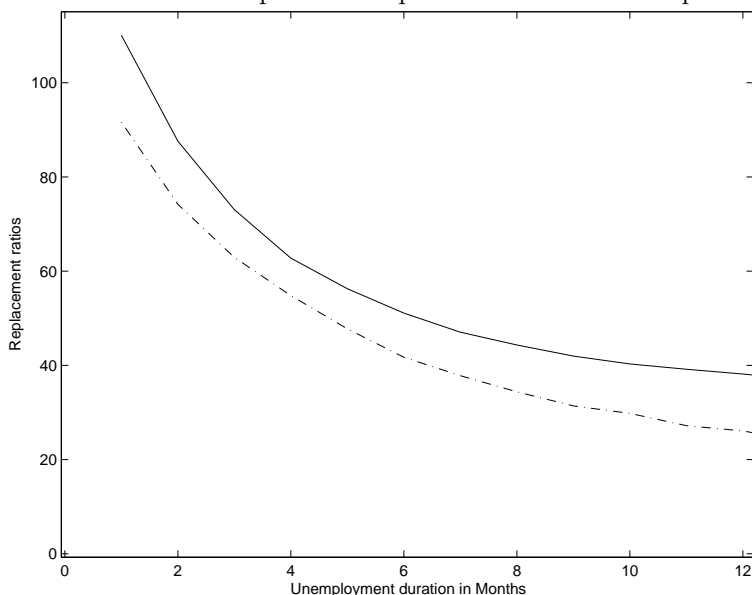
Les graphiques 3.5 et 3.6 présentent les résultats de nos simulations lorsque nous introduisons simultanément la possibilité de modifier le ratio de remplacement et le montant des pensions en fonction de la durée de l'épisode de chômage.

FIG. 3.5 – Pension optimale avec ratio de remplacement optimal



La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

FIG. 3.6 – Ratio de remplacement optimal avec taxe sur les pensions

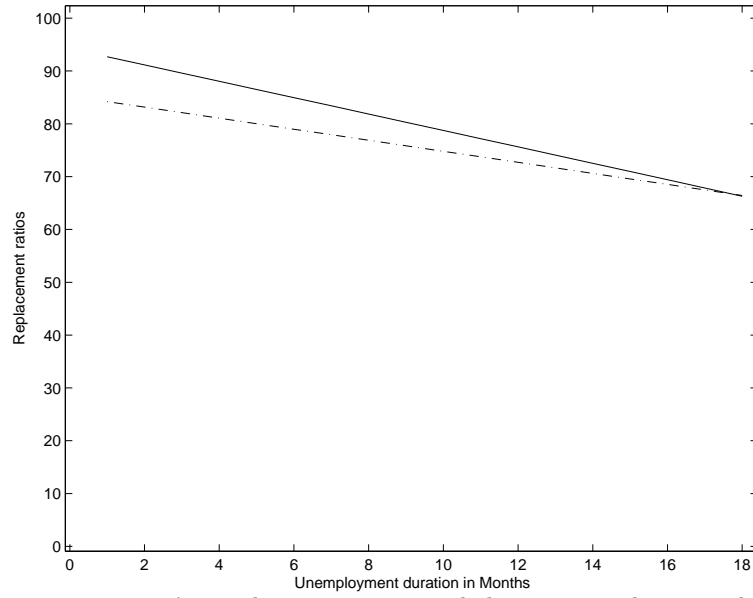


La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

Ce contrat est caractérisé par : *(i)* la diminution des ratios de remplacement et des pensions, *(ii)* une pension élevée pour les seniors, et *(iii)* un ratio de remplacement élevé pour les seniors. La réduction du ratio de remplacement et des pensions de retraite s'explique à l'aide des mêmes arguments que ceux utilisés précédemment. La dégressivité du ratio de remplacement permet de proposer une dégressivité des pensions moins importante que lorsque le principal n'a pas la possibilité d'utiliser une taxe (voir la figure 3.4). Le profil des pensions en fonction de la durée de l'épisode de chômage est proche de celui des indemnités de chômage. Ce résultat s'explique facilement. L'équation (3.26) montre que la taxe sur les pensions dépend directement du profil des indemnités de chômage. En effet, contrairement à la taxe sur les salaires, la taxe sur les pensions n'est pas directement influencée par l'effort de recherche dans la mesure où la transition vers la retraite est exogène. Le résultat concernant le profil du ratio de remplacement est dû à l'âge des agents. Pour les seniors, la probabilité de devenir retraités est élevée. Par ailleurs, l'espérance de vie d'un retraité est de 20 ans. Par conséquent, le principal peut inciter à la recherche et se financer en taxant les pensions.

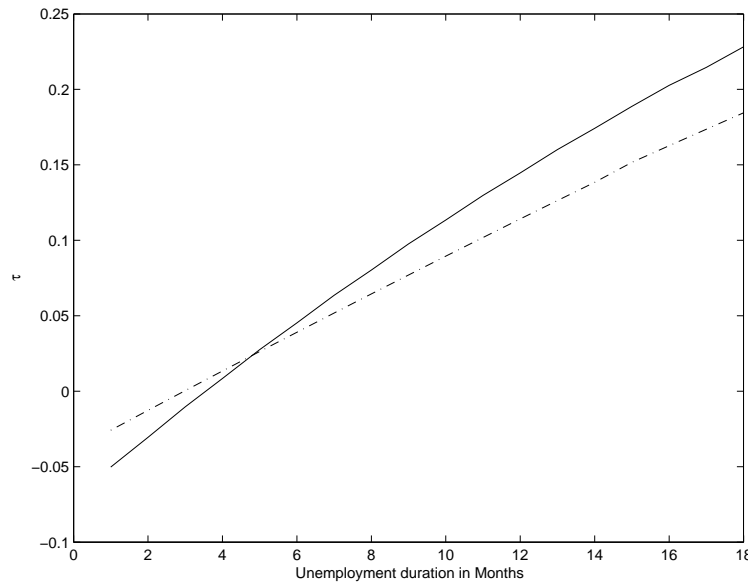
Les graphiques 3.7, 3.8 et 3.9 présentent les résultats de nos simulations lorsque le principal peut réduire les indemnités et, taxer les salaires et les retraites. Si l'assurance chômage et le système des retraites sont intégrés, le ratio de remplacement des seniors est alors moins dégressif que dans le cas où il n'y a pas de taxe sur les pensions. D'une part, les seniors au chômage cherchent plus activement afin d'obtenir une pension à taux plein. D'autre part, la caisse d'assurance chômage reçoit toujours des taxes supplémentaires de la part des retraités qui ont connu une longue période de chômage avant de quitter le marché du travail. Par conséquent, les chômeurs de longue durée remboursent le principal lorsqu'ils deviennent retraités.

FIG. 3.7 – Ratio de remplacement optimal dans le système intégré



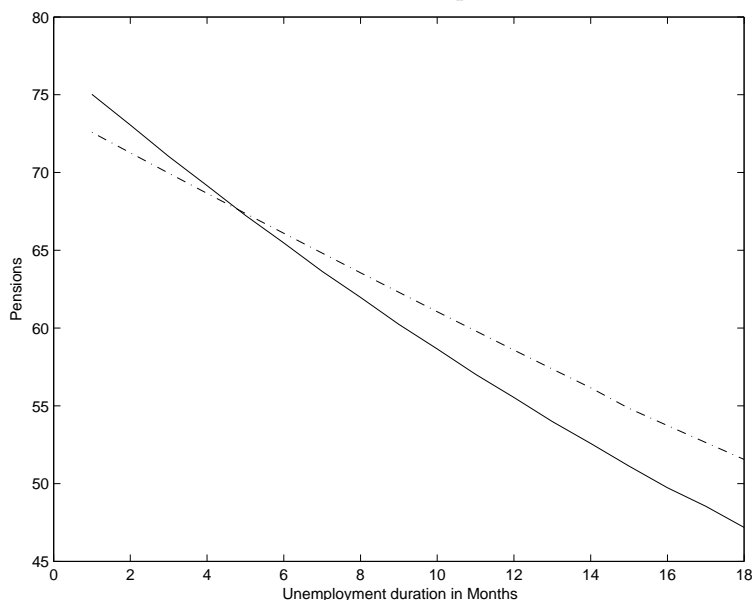
La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

FIG. 3.8 – Taxe optimale



La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

FIG. 3.9 – Pension optimale



La ligne continue représente le contrat optimal des seniors alors que la ligne en pointillé représente celui des jeunes

Comme le montre le graphique 3.9, la pension de retraite optimale diminue avec la durée de l'épisode de chômage. De cette manière, lorsqu'un chômeur devient retraité, sa pension est d'autant moins élevée que son dernier épisode de chômage a été long. Le principal peut donc offrir le même niveau d'incitation en réduisant le montant des retraites et en diminuant la dégressivité du ratio de remplacement. Autrement dit, pour un niveau d'utilité donné durant la première période de chômage, le principal peut inciter à la recherche d'emploi en augmentant l'écart entre la valeur de l'emploi et celle du chômage via une diminution de l'espérance d'utilité des agents qui sont devenus des retraités alors qu'ils étaient chômeurs. Enfin, cette taxation des retraites permet de dégager des ressources pour financer l'assurance chômage. On obtient ainsi un meilleur lissage de la consommation tout au long de la vie. Ces résultats numériques confirment donc notre analyse théorique selon laquelle le système optimal d'assurance chômage est caractérisé par l'intégration de l'assurance chômage et du système des retraites.

3.4.3 Les gains du contrat optimal

Quels sont les gains obtenus grâce au contrat optimal ? Les tableaux 3.1 et 3.2 présentent les dépenses actualisées des différents contrats étudiés précédemment et les gains obtenus par rapport à un profil plat. Les dépenses présentées ici correspondent aux coûts actualisés des jeunes $C^j(V^{uj}(1))$ (tableau 3.1) et des seniors $C^s(V^{us}(1))$ (tableau 3.2). Nous présentons ces coûts (i) lorsque le profil d'indemnisation est plat, (ii) avec la taxation des pensions, (iii) avec un profil dégressif et la taxation des pensions, (iv) puis avec un profil dégressif et la taxation des salaires et des pensions. Afin d'analyser la sensibilité des coûts à une variation de $V^{ui}(1)$, nous réalisons cette exercice pour $\bar{b} = 45$, $\bar{b} = 50$ et $\bar{b} = 55$.

Lorsque le principal offre un ratio de remplacement plat d'un montant $\bar{b} = 50$, les dépenses s'élèvent à 352.92 pour les jeunes et à 687.44 pour les seniors⁵. Le passage d'un profil plat au contrat optimal avec taxe sur les pensions uniquement permet de réduire les dépenses à 313.92 pour les jeunes et à 409.74 pour les seniors. Ainsi, les gains potentiels sont plus importants pour les seniors (40.40%) que pour les jeunes (11.29%). Ce résultat est dû à la différence d'horizon temporel entre ces deux catégories d'agents. Pour les individus relevant de la caisse des seniors, la probabilité de devenir des retraités est élevée. C'est pourquoi, l'augmentation des taxes sur les pensions a plus d'effets incitatifs sur les seniors. De plus, le

⁵Cela équivaut au versement de 5 mois d'indemnités pour les jeunes et de 10 mois pour les seniors.

principal reçoit mécaniquement plus de fonds grâce à la taxe sur les pensions.

TAB. 3.1 – Dépenses des différents régimes d’assurance chômage

| Contrats d’assurance chômage | Contrats des jeunes | | |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|
| | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
| Profil plat | 287.26 | 352.92 | 438.19 |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 263.73 (-8.19%) | 313.07 (-11.29%) | 370.12 (-15.53%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 243.22 (-15.33%) | 286.56 (-18.80%) | 335.38 (-23.46%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 220.78 (-23.14%) | 264.41 (-25.08%) | 309.52 (-29.36%) |

TAB. 3.2 – Dépenses des différents régimes d’assurance chômage

| Contrats d’assurance chômage | Contrats des seniors | | |
|--|----------------------|---------------------|---------------------|
| | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
| Profil plat | 443.84 | 687.44 | 2338.5 |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 326.08 (-26.53%) | 409.74 (-40.40%) | 563.00 (-75.92%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 301.49 (-32.07%) | 379.79 (-44.75%) | 519.20 (-77.80%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 273.81 (-38.31%) | 350.93 (-48.95%) | 471.11 (-79.85%) |

La troisième ligne des tableaux 3.1 et 3.2 montre que l’introduction de la dégressivité des indemnités améliore le contrat optimal des jeunes et des seniors. Pour les jeunes, la transition du profil plat à ce nouveau contrat permet de réduire les dépenses actualisées de 18.80% alors que les gains pour les seniors s’élèvent à 44.75%. L’effet marginal de l’introduction de cet instrument est plus sensible pour les jeunes. En effet, pour les individus relevant du contrat des jeunes, la probabilité de partir en retraite est très faible. Par conséquent, les jeunes chômeurs sont plus sensibles à une réduction de leurs indemnités qu’à un augmentation des taxes sur les pensions.

Comme le montre la dernière ligne des tableaux 3.1 et 3.2, l’utilisation d’une taxe sur les salaires permet d’obtenir le contrat le plus efficace. Pour les jeunes, le passage d’un profil plat à ce système permet de réduire les dépenses de 25.08% alors que pour les seniors les dépenses chutent de 48.95%. Dans ce cas, l’effet marginal associé à l’introduction de cet instrument est plus important pour les jeunes. En effet, la taxe sur les salaires n’est efficace que si les agents conservent leur emploi durant une période relativement longue. Ce n’est pas le cas des seniors qui ont une probabilité élevée de partir en retraite. Au final, ce système d’indemnisation améliore le lissage de la consommation au cours de la vie tout en réduisant les dépenses du principal. Ainsi, l’agent peut consommer plus pendant sa période de chômage et rembourser le principal lorsqu’il devient employé ou retraité.

Ces résultats montrent clairement que les dépenses du principal peuvent être significativement réduites si l’assurance chômage est intégrée avec le système des retraites. Pour terminer, les tableaux 3.1 et 3.2 nous apprennent que les gains potentiels associés à la mise en place du contrat optimal augmentent avec l’espérance d’utilité que doit offrir le principal. En effet, plus \bar{b} est élevé, plus les gains sont importants. Lorsque le profil est plat, une augmentation des indemnités augmente considérablement les dépenses du principal. Ainsi, l’introduction du système optimal est d’autant plus nécessaire que le principal souhaite offrir un niveau de bien-être élevé.

Nous proposons en annexe (voir le tableau 3.5) les résultats d’une simulation où le taux de destruction des emplois est abaissé à 0.005. Pour les deux catégories d’agents, une baisse du taux de destruction réduit les dépenses actualisées. En effet, la durée des emplois étant plus longue, il devient plus intéressant de

sortir du chômage. Ainsi, la durée moyenne du chômage diminue. Afin de comparer ces résultats avec ceux obtenus à l'aide de la calibration de référence, nous nous intéressons aux gains relatifs. Ainsi, il apparaît que l'effet marginal associé à l'introduction d'une taxe sur les salaires est plus élevé lorsque le taux de destruction est faible. Ces gains sont de 10% (9%) pour les jeunes (les seniors) quand δ est faible, alors que nous obtenons 7% (4%) dans la calibration de référence. Les gains sont moins élevés pour les seniors dans la mesure où ces agents quittent de manière exogène le marché du travail. Ainsi, le contrat avec taxe sur les salaires est d'autant plus efficace que le taux de destruction des emplois est faible.

Pour terminer, nous avons également réalisé un test de sensibilité sur l'aversion au risque. Dans le tableau 3.8 situé en annexe, nous supposons que $\sigma = 0.75$. Comme nous pouvions nous y attendre, les gains sont plus élevés lorsque l'aversion au risque augmente. En effet, l'introduction du système optimal permet de réduire les coûts de 30.18% pour les jeunes et de 56.35% pour les seniors. Ces chiffres sont de 25.08% et 48.95% lorsque l'aversion au risque est égale à 0.5. Ces résultats concernant le rôle de l'aversion au risque sont conformes à ceux de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Lorsque l'aversion au risque augmente, les agents sont plus sensibles au lissage de leur consommation. Le système optimal s'avère alors encore plus efficace.

3.4.4 L'effet sur le chômage

Au-delà de l'efficacité du contrat optimal sur la réduction des dépenses du principal, nous pouvons nous intéresser aux effets sur le chômage. En effet, contrairement à Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997), l'introduction d'un taux de destruction des emplois nous permet de calculer le taux de chômage à l'équilibre stationnaire. Les tableaux 3.3 et 3.4 présentent le taux de chômage pour chaque régime d'indemnisation. Lorsque le principal offre un profil d'indemnisation plat d'un montant $\bar{b} = 50$, le taux de chômage est de 6.87% pour les jeunes et de 14.24% pour les seniors. Pour ce ratio de remplacement, la proportion de chômeurs de plus de 6 mois est de 41.73% pour les jeunes et de 68.88% pour les seniors (voir les tableaux 3.6 et 3.7 de l'annexe). L'importance du chômage de longue durée est un fait stylisé observé dans la plupart des pays européens (voir Ljungqvist, L. et Sargent, T. (2002b)).

La seconde ligne des tableaux 3.3 et 3.4 montre que le passage du profil plat à la taxation des pensions se traduit par une chute du taux de chômage. Celui-ci passe à 5.65% pour les jeunes et à 6.83% pour les seniors. La réduction du chômage est très significative pour les seniors ce qui confirme une nouvelle fois que la taxe sur les pensions possède d'importantes propriétés incitatives pour cette partie de la population. On observe également que l'efficacité de ce contrat sur la réduction du taux de chômage augmente avec le montant \bar{b} de l'indemnité que le principal offre dans le profil plat. En effet, une indemnité non dégressive élevée affecte plus l'effort de recherche des seniors que celui de jeunes. Ce fait est dû au faible horizon temporel des seniors sur le marché du travail. Ainsi, l'instauration d'une taxe sur les pensions implique une augmentation significative de l'emploi des seniors.

TAB. 3.3 – Taux de chômage

| Contrats d'assurance chômage | Contrats des jeunes | | |
|--|---------------------|----------------|----------------|
| | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
| Profil plat | 6.23% | 6.87% | 7.73% |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 5.41% | 5.65% | 5.92% |
| | (-13.16%) | (-17.76%) | (-23.42%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 4.78% | 4.92% | 5.06% |
| | (-23.27%) | (-28.38%) | (-34.54%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 4.41% | 4.43% | 4.40% |
| | (-29.21%) | (-35.52%) | (-43.08%) |

La troisième ligne des tableaux 3.3 and 3.4 concerne l'effet de l'introduction de la dégressivité. Il apparaît que cet instrument améliore les performances des contrats. La transition du profil plat au nouveau contrat se traduit par une chute du chômage des jeunes à 4.92% et des seniors à 5.87%. Cet instrument

TAB. 3.4 – Taux de chômage

| Contrats d'assurance chômage | Contrats des seniors | | |
|--|----------------------|----------------|----------------|
| | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
| Profil plat | 10.07% | 14.24% | 49.10% |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 6.05% | 6.83% | 6.92% |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | (-39.92%) | (-52.04%) | (-85.91%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 5.59% | 5.87% | 6.38% |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | (-44.49%) | (-58.78%) | (-87.01%) |
| | 5.32% | 5.34% | 5.35% |
| | (-47.17%) | (-62.50%) | (-89.10%) |

a un effet marginal plus fort sur le comportement des jeunes. Ce résultat est dû au fait que les jeunes ont peu de chance d'échapper à la dégressivité des indemnités en devenant des retraités. Ils n'ont donc pas d'autre choix que de retrouver un emploi. A l'opposé, les seniors ne subiront pas la dégressivité des indemnités s'ils deviennent retraités. Ainsi, la taxe sur les pensions encourage les seniors à rechercher un emploi alors que les jeunes sont plus sensibles à une réduction des indemnités de chômage. Ce résultat prouve que le principal doit répondre à l'hétérogénéité des agents en utilisant des instruments de politique économique adaptés à chaque catégorie.

Pour terminer, les tableaux 3.3 et 3.4 montrent que l'introduction d'une taxe sur les salaires réduit le taux de chômage des deux catégories d'agents. Ce système permet un meilleur lissage de la consommation en permettant des transferts de ressources entre les trois états de l'économie : employé, chômeur et retraité. Bien que l'introduction d'une taxe sur les salaires permette d'améliorer les indemnités de chômage des jeunes et des seniors, les incitations à retrouver un emploi restent élevées. En effet, l'introduction d'une taxe permet aux agents de payer les sanctions liées à un long épisode de chômage lorsqu'ils sont employés. Ainsi, lorsque les agents ont un faible niveau d'effort de recherche et que la durée du chômage est élevée, les dépenses supplémentaires du principal sont remboursées par des taxes plus élevées. De cette manière, il est possible d'accroître les incitations à la recherche d'emploi en réduisant la valeur de l'emploi pour les agents restant longtemps au chômage. L'efficacité de la taxe sur les salaires apparaît plus élevée pour les jeunes. Ce résultat s'explique par le fait que la durée moyenne d'un emploi est plus élevée pour les jeunes que pour les seniors. Ce système optimal fait alors converger le taux de chômage des jeunes et celui des seniors.

Est-il vraiment nécessaire d'introduire une taxe sur les pensions pour les jeunes ? Afin d'apporter une réponse à cette question, nous réalisons une simulation de notre modèle avec dégressivité et taxe sur les salaires. Pour les jeunes, nous obtenons les mêmes résultats qu'avec le système d'indemnisation utilisant la dégressivité, la taxe sur les salaires et la taxe sur les pensions. Ainsi, la taxe sur les pensions a un effet négligeable sur le taux de chômage. En effet, la probabilité qu'un jeune a de rester suffisamment longtemps au chômage pour transiter directement du chômage à l'état de retraité est très faible. C'est pourquoi la taxe sur les pensions n'a quasiment pas d'impact sur le comportement des jeunes. A l'opposé, pour les seniors, l'introduction d'une taxe sur les pensions implique une réduction significative du chômage. Par ailleurs, cette baisse du taux de chômage concerne essentiellement les chômeurs de longue durée (voir les tableaux 3.6 et 3.7 de l'annexe). Cela s'explique par le fait que les seniors ont une probabilité importante de subir une décote s'ils restent au chômage. Ainsi, les prélèvements sur les pensions augmentent significativement les incitations ce qui se traduit par une augmentation de l'effort de recherche des seniors.

3.5 Conclusion

A partir d'un modèle principal-agent, Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) montrent que (i) le contrat optimal est caractérisé par une diminution du ratio de remplacement avec la durée de l'épisode de chômage, et que (ii) l'introduction d'une taxe sur les salaires permet d'améliorer le contrat en réduisant

les dépenses du principal. Par ailleurs, avec la taxe sur les salaires, le ratio de remplacement diminue moins rapidement.

Dans ce chapitre, nous avons proposé une extension de ce modèle en introduisant un taux de destruction exogène des emplois et deux types d'agents : les jeunes et les seniors. Ces nouvelles caractéristiques permettent de prendre en compte l'effet de la baisse de la durée moyenne des emplois à l'approche de l'âge du départ en retraite. En effet, la recherche d'emploi est d'autant plus attractive que la durée moyenne des emplois est longue. Par conséquent, l'intensité de l'effort de recherche diminue lorsqu'un agent est proche de l'âge de départ en retraite.

Nous montrons alors que le principal doit offrir plus d'incitations aux seniors. Cependant, dans la mesure où la durée moyenne des emplois est plus faible pour les seniors, la taxe sur les salaires est moins efficace. Ce constat nous conduit à intégrer l'assurance chômage et le système des retraites. Nous montrons que cette intégration permet de réduire le taux de chômage en particulier pour les seniors. Par ailleurs, cette politique réduit les dépenses du principal en offrant le même niveau d'utilité aux agents durant la première période de chômage.

3.6 Annexes

3.6.1 Lemme 1

LEMME 1. Les multiplicateurs η_i , avec $i = j, s$ sont positifs.

Preuve. Supposons que ces multiplicateurs ne soient pas positifs. Alors, à partir de (3.12) et (3.13), nous obtenons $C'_j(t+1) \geq F'_1$ et (3.21) et à partir de (3.22), nous obtenons $C'_s(t+1) \geq W'_1$. Nous déduisons des conditions de l'enveloppe que :

$$\begin{aligned} F'_1 &\leq C'_j(t) \leq C'_j(t+1) \\ W'_1 &\leq C'_s(t) \leq C'_s(t+1) \end{aligned}$$

que $V^{uj}(t+1) \geq V^{uj}(t)$ et que $V^{us}(t+1) \geq V^{us}(t)$. De plus, la contrainte d'incitation nous donne $V^{ej} > V^{uj}$ et $V^{es} > V^{us}$. Ces inégalités peuvent être résumées par

$$V^{ei} > V^{ui}(t+1) \geq V^{ui}(t) \quad \text{for } i = j, s \quad (3.27)$$

En utilisant les équations (3.10) et (3.13), et sachant que $F'_1 = B(1/u'(c^{ej}))$, nous obtenons

$$B \frac{1}{u'(c^{ej})} = \frac{1}{u'(c^{uj})} + \eta_j \frac{\pi'(a^j)}{\pi(a^j)}$$

ce qui implique que $c^{uj} \geq c^{ej}$ car $0 < B < 1$. Pour les seniors, nous déduisons des équations (3.19) et (3.22) que

$$\frac{1}{u'(c^{es})} = \frac{1}{u'(c^{us})} + \eta_s \frac{\pi'(a)}{\pi(a)}$$

car $W'_1 = 1/u'(c^{es})$. Cette dernière équation prouve que $c^{us} \geq c^{es}$.

Enfin, les équations de Bellman pour les jeunes et les seniors nous donnent

$$\begin{aligned} [u(c^{ui}) - u(c^{ei})] + [\beta(1 - \lambda_{ir})\pi(a^i)(V^{ei} - V^{ui}) - a^i] = \\ -(1 - \beta(1 - \lambda_{ir})(1 - s))(V^{ei} - V^{ui}) - (1 - \beta(1 - \lambda_{ir})s)(V^{ui} - V^{ui}(1)) \end{aligned} \quad (3.28)$$

avec $i = j, s$, nous supposons ici que la taxe sur les pensions est égale à zéro, et ainsi $V^{uir} = V^{er}$.

Étant donné que (i) $c^{ui} \geq c^{ei}$, avec $i = j, s$, et que (ii) l'agent choisit le niveau a^i , avec $i = j, s$, qui maximise son utilité, nous avons

$$[u(c^{ui}) - u(c^{ei})] + [\beta(1 - \lambda_{ir})\pi(a^i)(V^{ei} - V^{ui}) - a^i] \geq 0 \quad (3.29)$$

avec $i = j, s$. Si (3.27) est vraie, alors on a $V^{ei} - V^{ui} > 0$ et $V^{ui} - V^{ui}(1) \geq 0$, avec $i = j, s$ ainsi que

$$(\beta(1 - \lambda_{ir})(1 - s) - 1)(V^{ei} - V^{ui}) + (\beta(1 - \lambda_{ir})s - 1)(V^{ui}(1) - V^{ui}) < 0 \quad (3.30)$$

Il est impossible de vérifier simultanément l'équation (3.28) et les deux inégalités (3.29) et (3.30). Ainsi, le multiplicateur η_i ne peut pas être négatif. C.Q.F.D.

3.6.2 Proposition 4

Lorsque le principal contrôle uniquement la taxe sur les pensions, les dépenses actualisées associées aux contrats offerts aux jeunes ($i = j$) et aux seniors ($i = s$) doivent satisfaire l'équation de Bellman suivante :

$$\begin{aligned} C_i(V^{ui}(t)) = \min_{c^i} \left\{ b^i + \beta(1 - \lambda_{ir}) \left[(1 - \pi(a^i(t))) C_i(V^{ui}(t+1)) \right] \right. \\ \left. + \beta \lambda_{ir} Z(V^{uir}(p, \tau(t))) \right\} \end{aligned}$$

où $\mathcal{C}^i \equiv \{a^i(t), V^{ui}(t+1), V^{uir}\}$ sous les contraintes

$$\begin{aligned} V^{ui}(t) &= u(b^i) - a^i(t) \\ &+ \beta \left[(1 - \lambda_{ir}) [\pi(a^i(t)) V^{ei}(w) + (1 - \pi(a^i(t))) V^{ui}(t+1)] \right. \\ &\left. + \lambda_{ir} V^{uir}(\tau(t)) \right] \end{aligned} \quad (3.31)$$

et

$$\beta \pi'(a^i(t)) (1 - \lambda_{ir}) (V^{ei}(w) - V^{ui}(t+1)) = 1 \quad (3.32)$$

Les conditions du premier ordre sont alors

$$\begin{aligned} -\pi'(a^i(t)) C_i(V^{ui}(t+1)) &= \\ \eta_i \pi''(a^i(t)) (V^{ei}(w) - V^{ui}(t+1)) & \end{aligned} \quad (3.33)$$

$$(1 - \pi(a^i(t))) C'_i(V^{ui}(t+1)) = \mu_i (1 - \pi(a^i(t))) - \eta_i \pi'(a^i(t)) \quad (3.34)$$

$$Z'(V^{uir}(p, \tau(t))) = \mu_i \quad (3.35)$$

où μ_i est le multiplicateur de l'équation de la valeur promise (équation (3.31)) et η_i le multiplicateur associé à la contrainte d'incitation (équation (3.32)). La condition de l'enveloppe est donnée par

$$C'(V^{ui}(t)) = \mu_i \quad (3.36)$$

L'équation (3.34) peut se récrire

$$\mu_i - C'_i(V^{ui}(t+1)) = \eta_i \frac{\pi'(a^i(t))}{1 - \pi(a^i(t))} \quad (3.37)$$

Si $V^{ui}(t) = V^{ui}(t+1)$, nous avons alors $C'(V^{ui}(t)) = C'(V^{ui}(t+1))$. En utilisant l'équation (3.36), nous avons $\mu_i - C'_i(V^{ui}(t+1)) = 0$ ce qui est incompatible avec l'équation (3.37). Si $V^{ui}(t) > V^{ui}(t+1)$, nous avons alors $C'(V^{ui}(t)) \geq C'(V^{ui}(t+1))$. En utilisant l'équation (3.36), nous avons $\mu_i - C'_i(V^{ui}(t+1)) \geq 0$ ce qui est incompatible avec l'équation (3.37). Par conséquent, la valeur du chômage diminue avec la durée de l'épisode de chômage. Nous déduisons à partir des équations (3.35) et (3.36) que la taxe sur les pensions $\tau(t)$ augmente avec la durée de l'épisode de chômage. C.Q.F.D.

3.6.3 Le rôle du taux de destruction

TAB. 3.5 – Dépenses des différents régimes d'assurance chômage pour $\bar{b} = 50$ et $\delta = 0.005$

| Contrats d'assurance chômage | Contrats des jeunes | Contrats des seniors |
|--|---------------------|----------------------|
| Profil plat | 295.11 | 429.26 |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 274.05 (-7.14%) | 331.33 (-22.81%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 255.41 (-13.45%) | 311.72 (-27.38%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 224.84 (-23.81%) | 271.05 (-36.86%) |

3.6.4 Contrats d'assurance et chômage de long terme

TAB. 3.6 – Pourcentage de chômeurs de plus de ≥ 6 mois

| Contrats d'assurance chômage | Contrats des jeunes | | |
|--|---------------------|----------------|----------------|
| | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
| Profil plat | 37.54% | 41.73% | 46.67% |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 29.66% | 30.88% | 32.24% |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 23.45% | 24.13% | 24.78% |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 22.70% | 22.84% | 22.73% |

TAB. 3.7 – Pourcentage de chômeurs de plus de ≥ 6 mois

| Contrats d'assurance chômage | Contrats des seniors | | |
|--|----------------------|----------------|----------------|
| | $\bar{b} = 45$ | $\bar{b} = 50$ | $\bar{b} = 55$ |
| Profil plat | 57.06% | 68.88 | 93.94% |
| Profil plat et taxe sur les pensions | 32.32% | 33.54% | 35.31% |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions | 28.89% | 29.90% | 31.63% |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 30.10% | 30.17% | 30.27% |

3.6.5 Sensibilité des contrats à l'aversion au risque

TAB. 3.8 – Sensibilité des coûts à l'aversion au risque $\sigma = 0.75$

| Contrats d'assurance chômage | Contrats des jeunes | Contrats des seniors |
|--|---------------------|----------------------|
| Profil plat | 326.39 | 780.7 |
| Profil dégressif | 279.07 | 422.13 |
| | (-14.50%) | (-45.93%) |
| Profil dégressif et taxe sur les salaires | 228.10 | 343.91 |
| | (-30.11%) | (-55.95%) |
| Profil dégressif et taxe sur les pensions et salaires | 227.9 | 340.80 |
| | (-30.18%) | (-56.35%) |

Chapitre 4

Conditions d'éligibilité et épargne de précaution

4.1 Introduction

Dans son étude sur l'emploi de 1995, l'OCDE recommandait aux pays européens de réduire le montant des allocations, d'écourter la durée de versement des prestations et de contrôler les efforts de recherche d'emploi des chômeurs. Dans ce chapitre, nous étudions les effets d'une limitation de la durée de versement des indemnités de chômage et de l'introduction d'un critère d'éligibilité en présence d'épargne de précaution¹. Nous élaborons un modèle de recherche d'emploi avec accumulation de capital et effort de recherche endogène, puis nous le calibrons sur données françaises. Nous évaluons alors les effets du montant des prestations, de la durée d'indemnisation et de la période de cotisation au régime d'assurance chômage sur l'emploi et le bien-être en présence d'épargne de précaution.

Traditionnellement, on reconnaît deux fonctions essentielles à l'assurance chômage. D'une part, elle aide les chômeurs à trouver un emploi conforme à leurs compétences en finançant leur activité de recherche. D'autre part, l'existence d'un système d'assurance chômage protège les agents contre les fluctuations de consommation liées au risque de chômage. Cependant, les ménages peuvent également lisser leur consommation en se constituant un capital dans lequel ils viendront puiser en cas de licenciement. Deaton (1991) et Gruber (1997) ont mis en évidence l'existence d'un tel phénomène. L'auto-assurance permet de transférer des ressources financières d'une période d'emploi vers une période de chômage. Ainsi, l'épargne de précaution peut être un substitut au système d'assurance chômage. Des travaux récents soulignent l'importance de l'épargne sur les stratégies de recherche d'emploi des individus. Sur données françaises, Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J.-O., et Langot, F. (2003) montrent que la probabilité de sortir du chômage diminue avec le niveau de richesse. De leur côté, Brunet, C. et Lesueur, J.Y. (2004) mettent en évidence que la propriété immobilière exerce un effet positif sur la durée de chômage. Enfin, Algan, Y. et Terracol, A (2001) soulignent que la durée de chômage est d'autant plus longue que le niveau d'épargne est élevé. Le stock d'actifs semble donc être un élément clef de la stratégie des ménages en matière de recherche d'emploi.

Afin d'expliquer ces faits, Acemoglu, D. et Shimer, R. (2000) proposent un modèle avec épargne où les chômeurs peuvent recevoir deux types d'emploi. Les qualifications des agents sont homogènes. La différence entre les emplois provient d'une différence de productivité des postes créés par les firmes. Dans ce contexte, une augmentation de l'allocation de chômage encourage les chômeurs à rechercher des emplois à productivité élevée et les firmes à créer ces emplois. Cette amélioration de la composition de l'emploi accroît le bien-être, ainsi que le niveau de production. Inversement, en cas de diminution des indemnités, les ménages accumulent des actifs pour se protéger contre des pertes de revenu, mais également pour financer la recherche d'un emploi hautement rémunéré.

Jusqu'à présent, la littérature concernant l'assurance chômage en présence d'épargne de précaution s'est peu intéressée à l'incidence des diverses conditions d'éligibilité. Cependant, dans la plupart des pays de l'OCDE, l'accès à l'assurance chômage est restreint par des critères institutionnels tels qu'une durée de cotisation minimum ou une durée limitée de versement des indemnités. En France, l'accroissement du chômage depuis les années soixante-dix a conduit les partenaires sociaux à renforcer les conditions d'éligibilité afin d'inciter les chômeurs à la reprise d'emploi et de garantir les équilibres budgétaires du régime d'assurance chômage.

Les critères d'éligibilité sont de nature à modifier les comportements d'épargne des agents. En effet, les individus non éligibles doivent faire appel massivement à leur épargne de précaution alors que ceux bénéficiant de l'éligibilité peuvent s'appuyer sur le système d'assurance chômage. Cette distinction entre chômeurs éligibles et chômeurs non éligibles est de nature à faire apparaître un nouveau type de comportement : les chômeurs éligibles bénéficiant d'indemnités élevées peuvent transférer une partie de leurs ressources financières vers le futur pour s'assurer contre la perte de leur éligibilité. Autrement dit, l'épargne de précaution peut être utilisée dans le but de répartir au mieux les revenus sociaux sur l'ensemble de la période de chômage. Dans de telles conditions, les agents réagiront à un durcissement des

¹Nous nous plaçons dans la lignée des travaux de Aiyagari (1994) et de Hugget (1997) pour décrire les comportements d'accumulation des agents.

conditions d'éligibilité en épargnant plus et en réservant leur épargne de précaution pour les périodes de chômage où ils ne seront plus éligibles.²

La spécification de notre modèle est assez proche de celle Acemoglu, D. et Shimer, R. (2000). En particulier, les chômeurs peuvent recevoir deux types d'emploi dont le salaire est différent. Ainsi, les chômeurs détenant un faible stock d'actifs financiers orientent leur recherche vers des emplois peu rémunérés et faciles à obtenir, alors que les ménages possédant un stock d'actifs élevé peuvent rester sans emploi plus longtemps et focaliser leur recherche sur les meilleurs emplois. Par ailleurs, nous prenons en compte la durée de cotisation nécessaire avant l'ouverture des droits à l'assurance chômage et la durée de versement. Nous distinguons ainsi les chômeurs éligibles relevant du régime d'assurance chômage et les chômeurs non éligibles qui bénéficient des minima sociaux du régime de solidarité financé par l'Etat (RMI et ASS). Nous montrons que les ménages les plus riches limitent leur effort de recherche et concentrent leur prospection sur les emplois les mieux rémunérés. D'autre part, dans certains cas, les chômeurs peuvent lisser leurs revenus sociaux en épargnant une partie de leurs indemnités pour se protéger contre une période de chômage non éligible. Enfin, le système optimal d'assurance chômage est caractérisé par une durée de versement longue et des indemnités de chômage moins élevées. Un tel système améliore le bien-être en utilisant de manière plus efficace la capacité d'auto-assurance des chômeurs éligibles. En effet, l'existence d'une durée de cotisation minimum implique que les chômeurs éligibles ont connu une période d'emploi suffisamment longue pour se constituer un stock d'actifs financiers. Contrairement aux chômeurs non éligibles, ils peuvent donc utiliser leur épargne de précaution pour lisser leur consommation.

Dans la section suivante, nous proposons une revue de la littérature sur les conditions d'éligibilité. Le comportement des travailleurs et la modélisation du régime d'assurance chômage sont exposés dans la section 3. La section 4 s'intéresse à la calibration sur données françaises. La quatrième section expose les résultats. Nous proposons dans la cinquième section des tests de sensibilité. Enfin, la sixième section conclut.

4.2 Revue de la littérature

On doit les premiers travaux sur les effets des conditions d'éligibilité à Mortensen (1977). A l'aide d'un modèle dynamique de recherche d'emploi sans accumulation de capital, cet auteur souligne que le comportement des chômeurs est étroitement lié à leur position à l'égard de l'assurance chômage. Fredriksson, P. et Holmlund, B. (2001) étudient les effets de la dégressivité en utilisant un modèle d'appariement à la Pissarides dans lequel il existe deux niveaux d'indemnisation. A partir d'un critère utilitariste, ils mettent en exergue la supériorité d'une structure dégressive sur un système à allocation constante. En revanche, Cahuc, P. et Lehmann, E. (2000) soulignent que la dégressivité détériore le bien-être des chômeurs de longue durée en raison de la variation des salaires. Dans un modèle de négociations salariales où les chômeurs ne peuvent pas perdre leurs prestations, Layard, R., Nickell, S., et Jackman, R. (1991) montrent qu'une augmentation du montant ou de la durée du versement des indemnités s'accompagne d'une hausse du chômage d'équilibre. Pissarides (1990) arrive aux mêmes conclusions en utilisant un modèle d'appariement. La hausse du chômage s'explique ici par l'évolution positive de la condition des chômeurs qui se trouvent alors en position de force pour négocier une hausse des salaires. Ce résultat peut être invalidé par l'introduction des conditions d'éligibilité à l'assurance chômage (Atkinson, A. B. et Micklewright, J. (1991)).

Joseph (2002) construit un modèle de chômage d'équilibre à la Pissarides sans accumulation de capital dans lequel les conditions d'éligibilité et le comportement de demande de travail des firmes sont pris en compte. L'équilibre budgétaire est toujours assuré. Deux modes de financement d'un allongement de la

²Ces prédictions théoriques n'ont pas de contrepartie empirique du fait de l'absence de bases de données fiables. En effet, l'estimation de l'impact des conditions d'éligibilité sur l'épargne des chômeurs exige des données présentant le niveau d'épargne ainsi que le statut des individus. Par ailleurs, la définition de l'épargne de précaution ne va pas forcément de soi. Il peut s'agir de livrets d'épargne, mais aussi de comptes courants ou même du capital immobilier rarement observés dans les bases de données.

durée d'indemnisation sont alors considérés : un financement à taux de taxe donné et un financement à taux de remplacement donné. Lorsque les pouvoirs publics souhaitent conserver le même taux de remplacement, une augmentation de la durée de versement a pour effet d'aggraver le chômage. En revanche, si on préfère conserver le même taux de taxe, une augmentation de la durée de versement implique une réduction du taux de remplacement. Dans ce cas, les effets sur le chômage et le bien-être sont plus ambigus. Enfin, L'Haridon (2002) montre, à l'aide d'un modèle proche de celui de Fredriksson, P. et Holmlund, B. (2001) qu'une modification de la durée de versement est plus efficace lorsque l'écart entre les différents niveaux d'allocation est grand.

Hansen, G. D. et Imrohoroglu, A. (1992) construisent un modèle à agents hétérogènes où les ménages ont la possibilité d'épargner, mais pas d'emprunter. Le taux de sortie et le taux d'entrée au chômage sont exogènes. Les individus ont la possibilité de refuser un emploi ou bien de quitter leur emploi pour toucher l'assurance chômage à condition qu'ils ne soient pas détectés par l'état. Même lorsque la probabilité d'être détecté est élevée, il apparaît que le ratio de remplacement maximisant le bien-être est faible. Selon Hansen et Imrohoroglu, ce ratio optimal est de l'ordre de 35%. Ainsi, lorsque les ménages ont la possibilité de s'auto assurer, il est souhaitable d'opter pour un niveau d'assurance chômage faible. Wang, C. et Williamson, S.D. (2002) trouvent également un ratio optimal peu élevé et montrent que le profil optimal d'indemnisation est d'abord décroissant, puis croissant pour les chômeurs de longue durée ne disposant plus d'épargne de précaution. Un tel profil permet d'inciter les chômeurs de courte durée à rechercher un emploi et assure un revenu aux chômeurs de longue durée qui ne peuvent plus lisser leur consommation faute d'épargne. Pallage, S. et Zimmermann, C. (1997) reprennent le modèle d'Hansen et Imrohoroglu en y introduisant plusieurs types d'agents avec des salaires différents. Ils obtiennent alors un ratio de remplacement optimal supérieur à celui de Hansen, G. D. et Imrohoroglu, A. (1992). Pour leur part, Acemoglu, D. et Shimer, R. (2000) considèrent une économie où les agents reçoivent deux types d'emploi et peuvent épargner afin de s'auto assurer contre les risques de chômage. Les qualifications des agents sont homogènes. La différence entre les emplois provient d'une différence de productivité des postes créés par les firmes. Dans ce contexte, une augmentation de l'allocation de chômage encourage les chômeurs à rechercher des emplois à productivité élevée et les firmes à créer ces emplois. Cette amélioration de la composition de l'emploi accroît le bien-être, ainsi que le niveau de production.

4.3 Présentation du modèle

Nous considérons une économie caractérisée par un risque sur le marché du travail. Durant sa vie professionnelle un agent alterne entre les statuts d'employé et de chômeur. Pendant les périodes où il travaille, l'agent peut acquérir le droit à une indemnité de chômage. S'il y parvient, une allocation se substitue temporairement à son revenu d'activité en cas de licenciement. Cependant, si la phase de chômage persiste, l'individu peut perdre son droit à l'indemnisation et son revenu se résume alors aux minima sociaux. Nous envisageons une économie où il existe plusieurs types d'emploi. Cela reproduit le fait qu'un même chômeur peut postuler à plusieurs emplois caractérisés par des productivités différentes. Cette hétérogénéité des emplois est à l'origine d'un comportement stratégique de recherche. Les employés vont accumuler une épargne de précaution pour lisser leur consommation et améliorer la qualité de leur recherche d'emploi. Les chômeurs les plus aisés peuvent orienter leur effort de recherche afin d'obtenir un emploi à productivité élevée. L'introduction de deux types d'emploi permet de prendre en compte l'incidence de l'assurance chômage et de l'épargne de précaution sur la composition de l'emploi et le bien-être. En effet, une baisse du taux de chômage peut être obtenue aux dépens de la qualité de l'emploi. Les individus améliorent leur taux de sortie du chômage en concentrant leur recherche sur les emplois peu rémunérés qui sont également les plus faciles à obtenir. Dans ce cas, l'effet sur le bien-être est incertain.

4.3.1 Les préférences des agents

Les agents ont un horizon de vie infini et maximisent leur espérance d'utilité inter-temporelle qui s'écrit :

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

où $0 < \beta < 1$ est le facteur d'escompte psychologique, c_t est la consommation à la date t , h_t est l'effort de recherche total et $u(\cdot)$ est l'utilité instantanée. $u(\cdot)$ est une fonction de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave avec $u'(0) = \infty$.

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

où σ est l'aversion au risque. Chaque chômeur décide de l'effort $0 \leq h_{i,t} \leq 1$ consacré à la recherche d'un emploi de type i , avec $i = 1, 2$. Seuls les chômeurs sont à la recherche d'un emploi et pour les employés, $h_{i,t} = 0$. L'effort de recherche total h_t s'écrit :

$$h_t = \sum_{i=1}^2 h_{i,t}$$

En début de période, les agents déterminent leur niveau d'effort de recherche en sachant qu'une recherche plus active affecte négativement leur utilité courante, mais accroît leur chance de sortir du chômage. La probabilité d'obtenir une offre de type i à la période suivante est égale à $\delta_i(h_i)^\chi$ où $\delta_i \geq 0$ et $0 < \chi < 1$ sont deux paramètres à calibrer. Cette fonction est strictement croissante et concave, avec $\delta_i(0)^\chi = 0$. La probabilité de n'avoir aucune offre d'emploi est égale à $1 - \sum_{i=1}^2 \delta_i(h_i)^\chi$. La borne supérieure sur l'effort de recherche h_i étant égale à 1, nous supposons que $\sum_{i=1}^2 \delta_i \leq 1$, afin que la probabilité de ne recevoir aucune offre soit toujours supérieure ou égale à zéro. Dans nos simulations, cette contrainte n'est jamais saturée.

Nous supposons que les ménages ont la possibilité d'épargner pour se protéger des fluctuations de revenu. Les agents accumulent un actif $a_t \in \mathcal{A}$, où \mathcal{A} est une grille de valeurs, $\mathcal{A} = [0 < a_1 < a_2 < \dots < a_{max}]$, dans laquelle les ménages sont contraints de choisir leur niveau d'épargne. La borne supérieure a_{max} est fixée *ex-post* à l'aide des règles individuelles de décision afin que \mathcal{A} soit l'unique ensemble ergodique. Lorsqu'ils sont chômeurs et que leur stock d'actifs financiers est positif, les agents ont la possibilité de désépargner pour financer leur consommation. Par contre, il est peu vraisemblable qu'un organisme financier accepte de financer l'activité de recherche d'emploi des individus. Ainsi, bien qu'ils aient accès aux marchés financiers, les ménages sont soumis à une contrainte de liquidité stricte qui leur interdit de s'endetter ($a_{t+1} \geq 0$). L'existence d'un risque spécifique sur le marché du travail et l'interdiction d'emprunter incitent les agents à accumuler des actifs financiers durant les périodes d'emploi et à désépargner pour lisser leur consommation lorsqu'ils sont au chômage. Enfin, les agents utilisent une technologie de stockage. Le stock d'actifs financiers au début de la période $t+1$ s'écrit donc de la manière suivante :

$$a_{t+1} = (1+r)a_t + y_t - c_t$$

où a_t le stock d'actifs à la période t , r le taux d'intérêt réel et y_t le revenu net courant.

A chaque instant, l'état d'un agent (ϵ) est caractérisé par sa richesse a , son type d'emploi i , son statut sur le marché du travail j et son statut par rapport à l'assurance chômage z . Un individu peut occuper un emploi ($j = w$) ou être au chômage ($j = u$). De même, il peut être éligible à l'assurance chômage ($z = e$) ou non éligible ($z = n$). L'état d'un agent sur le marché du travail s'écrit donc $\epsilon = \epsilon_{ij}^z$. Dans le cas des chômeurs non éligibles pris en charge par le régime d'assistance chômage, on a $\epsilon = \epsilon_{iu}^n = \epsilon_o$, pour $i = 1, 2$. De même, l'effort de recherche d'un agent s'écrit $h = h_{ij}^z$ avec $h = h_{iw}^z = 0, \forall z$ et i . Notons bien que dans l'expression h_{ij}^z , i représente le type d'emploi recherché.

Le salaire trimestriel d'un employé de type i est w_i avec $w_1 \geq w_2$. La différence de salaire ne provient pas d'une hétérogénéité des qualifications entre les individus, mais de la productivité du poste. En fait,

tous les agents ont la même qualification. S'ils trouvent un emploi correspondant à leur qualification, ils sont considérés comme des ouvriers qualifiés et touchent w_1 . Les chômeurs peuvent également choisir d'accepter un emploi ne correspondant pas à leur qualification pour sortir plus rapidement du chômage. Dans ce cas, ils n'utilisent pas leurs compétences et sont considérés comme des ouvriers non qualifiés. Ils perçoivent le salaire w_2 . Pour un chômeur éligible, l'indemnité de chômage est indexée sur son salaire passé. Le montant de la prestation d'un chômeur éligible de type i est :

$$b_i = \theta_i w_i$$

où θ_i est le ratio de remplacement d'un agent de type i .

Lorsqu'un chômeur est non éligible, il perçoit les minima sociaux (Allocation de Solidarité Spécifique et Revenu Minimum d'Insertion) que nous notons b_o . Afin de financer le régime d'assurance chômage et le système d'assistance chômage, le gouvernement taxe les revenus des travailleurs. La valeur τ de ce taux de cotisation sur les salaires est fixée de manière à assurer l'équilibre budgétaire de la caisse d'assurance chômage. Ainsi, le revenu net des employés, des chômeurs éligibles et des chômeurs non éligibles est :

$$\begin{aligned} y(\epsilon_{iw}^z) &= (1 - \tau)w_i & \text{pour } i = 1, 2 & \text{ et } z = e, n \\ y(\epsilon_{iu}^e) &= \theta_i w_i & \text{pour } i = 1, 2 \\ y(\epsilon_o) &= b_o \end{aligned}$$

4.3.2 Risques sur le marché du travail

Au terme de chaque période, un agent peut transiter d'un état à un autre. Un emploi de type i est détruit avec une probabilité exogène s . L'agent bénéficie alors d'une indemnité b_i s'il est éligible et b_o dans le cas contraire. Les employés éligibles quittant volontairement leur emploi perçoivent également les minima sociaux b_o . L'assurance chômage ne couvre ainsi que les risques de revenu liés à un licenciement.

$\alpha_i(h_i)$ correspond à la probabilité d'arrivée d'une offre de type i et est une fonction croissante de l'effort de recherche h_i . Les chômeurs choisissent leur niveau d'effort en comparant l'espérance d'utilité inter-temporelle d'un chômeur à celle d'un employé de type i . Lorsqu'un agent rejette une proposition, il reste au chômage et attend une meilleure proposition.

Les probabilités de transition entre les différents états (ϵ) s'écrivent :

$$Prob(\epsilon'|\epsilon) = Prob\{\epsilon_{t+1} = \epsilon' | \epsilon_t = \epsilon\}$$

La durée d'indemnisation du chômage est limitée et seuls les travailleurs ayant cotisé pendant une durée minimale peuvent prétendre à une allocation. Un chômeur éligible peut espérer bénéficier d'une indemnité pendant $\frac{1}{\rho}$ périodes en moyenne. Parallèlement, les employés non éligibles doivent cotiser en moyenne pendant $\frac{1}{\gamma}$ périodes avant d'acquérir à nouveau le droit à une indemnité. La durée d'indemnisation et la durée de cotisation suivent un processus poissonnien. Par conséquent, la probabilité de ne plus être éligible est ρ et la probabilité de le devenir est γ .

L'hypothèse selon laquelle la durée de versement et la durée de cotisation sont stochastiques ne correspond évidemment pas aux faits stylisés. Dans la réalité, la durée de versement et la durée de cotisation ne sont pas probabilistes. Cependant, cette hypothèse simplifie la résolution de notre modèle. En outre, des simulations réalisées à partir de durées déterministes nous enseignent que l'utilisation de paramètres stochastiques n'a pas d'incidence sur le taux de sortie moyen du chômage. D'autre part, le système d'assurance chômage français prévoit plusieurs filières d'indemnisation. Autrement dit, tous les chômeurs n'ont pas les mêmes durées de cotisation et de versement. Malgré ses limites, le recours à des paramètres stochastiques permet de reproduire l'hétérogénéité des durées de versement. Cette hypothèse peut affecter les comportements d'épargne des agents. En effet, lorsque ceux-ci sont averses aux risques, l'incertitude portant sur la durée exacte de versement peut les inciter à accroître leur stock d'actifs financiers. Il ne

faut cependant pas perdre de vue que l'objectif de notre modèle n'est pas de reproduire la distribution de richesse dans l'économie. D'ailleurs, nous ne prenons en compte qu'un seul motif d'épargne. L'effet de cette hypothèse sur nos résultats est donc marginal.

4.3.3 Règles de décision des agents

Les caractéristiques du marché du travail étant données, chaque agent choisit la séquence optimale des a_{t+1} et l'effort de recherche qui maximisent l'espérance d'utilité inter-temporelle sous les contraintes de non-endettement et de positivité de la consommation. On note $V(a, \epsilon)$ la valeur associée à la situation d'un agent de type ϵ possédant un niveau d'épargne a . La décision optimale d'un employé éligible de type i est la solution de l'équation de Bellman suivante ³ :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{iw}^e) &= \max_{a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{iw}^e) + (1+r)a - a') \\ &+ \beta[sV(a', \epsilon_{iu}^e) + (1-s)V(a', \epsilon_{iw}^e)]\} \end{aligned}$$

De même, la décision optimale d'un employé non éligible est donnée par :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{iw}^n) &= \max_{a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{iw}^n) + (1+r)a - a') \\ &+ \beta[sV(a', \epsilon_o) + (1-s)[\gamma V(a', \epsilon_{iw}^e) \\ &+ (1-\gamma)V(a', \epsilon_{iw}^n)]]\} \end{aligned}$$

Pour un chômeur éligible de type i :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{iu}^e) &= \max_{h_{i'u}^e, a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{iu}^e) + (1+r)a - a') - \sum_{i'=1}^2 h_{i'u}^e \\ &+ \beta[\sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^e) \max\{V(a', \epsilon_{i'w}^e), V(a', \epsilon_{iu}^e)\} \\ &+ (1 - \sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^e))[(1-\rho)V(a', \epsilon_{iu}^e) + \rho V(a', \epsilon_o)]]\} \end{aligned}$$

Enfin, pour un chômeur non éligible :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_o) &= \max_{h_{i'u}^n, a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_o) + (1+r)a - a') - \sum_{i'=1}^2 h_{i'u}^n \\ &+ \beta[\sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^n) \max\{V(a', \epsilon_{i'w}^n), V(a', \epsilon_o)\} \\ &+ (1 - \sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^n))V(a', \epsilon_o)]\} \end{aligned}$$

4.3.4 L'effort de recherche optimal

Les chômeurs décident du niveau optimal de recherche en maximisant leur espérance d'utilité. La condition du premier ordre sur l'effort d'un chômeur éligible recherchant un emploi de type i' est donnée par :

$$\begin{aligned} -1 + \delta_i \chi (h_{i'u}^e)^{\chi-1} \beta [\max\{V(a', \epsilon_{i'w}^e), V(a', \epsilon_{iu}^e)\} - \\ V(a', \epsilon_{iu}^e) + \rho[V(a', \epsilon_{iu}^e) - V(a', \epsilon_o)]] = 0 \end{aligned}$$

³Dans nos simulations, il apparaît qu'aucun agent ne quitte volontairement son emploi dans l'ensemble ergodique. Afin de simplifier la présentation du modèle, nous ne faisons donc pas apparaître dans les équations de Bellman la possibilité qu'ont les agents de quitter leur emploi.

De même, la condition du premier ordre pour un chômeur non éligible recherchant un emploi de type i' s'écrit :

$$-1 + \delta_i \chi (h_{i'u}^n)^{x-1} \beta [\max\{V(a', \epsilon_{i'w}^n), V(a', \epsilon_o)\} - V(a', \epsilon_o)] = 0$$

Ainsi, l'effort de recherche d'un chômeur éligible est :

$$h_{i'u}^e = (\beta \delta_{i'} \chi [\max\{V(a', \epsilon_{i'w}^e), V(a', \epsilon_{iu}^e)\} - V(a', \epsilon_{iu}^e) + \rho [V(a', \epsilon_{iu}^e) - V(a', \epsilon_o)]])^{\frac{1}{1-x}}$$

et celui d'un chômeur non éligible est :

$$h_{i'u}^n = (\beta \delta_{i'} \chi [\max\{V(a', \epsilon_{i'w}^n), V(a', \epsilon_o)\} - V(a', \epsilon_o)])^{\frac{1}{1-x}}$$

L'effort de recherche optimal d'un chômeur non éligible est d'autant plus important que l'écart entre l'espérance d'utilité de l'emploi non éligible et celle du chômage non éligible est élevé. Il apparaît que l'effort de recherche d'un chômeur éligible est une fonction croissante de l'écart $V(a', \epsilon_{i'w}^e) - V(a', \epsilon_{iu}^e)$ et de la différence $V(a', \epsilon_{iu}^e) - V(a', \epsilon_o)$ pondérée par la probabilité de perdre son droit à l'assurance ρ . On peut donc distinguer deux phénomènes. L'effort de recherche dépend du gain procuré par la reprise d'un emploi et de la perte d'utilité que la perte de l'éligibilité engendrerait avec une probabilité ρ . Ainsi, l'augmentation du ratio de remplacement θ_i a un effet ambigu sur l'effort des chômeurs éligibles. Il réduit l'écart $V(a', \epsilon_{i'w}^e) - V(a', \epsilon_{iu}^e)$ et augmente $V(a', \epsilon_{iu}^e) - V(a', \epsilon_o)$. Dans nos simulations, le premier effet l'emporte toujours sauf pour des valeurs de ρ élevées. Autrement dit, lorsque la durée d'indemnisation n'est pas trop courte, l'effort de recherche est une fonction décroissante du ratio de remplacement.

4.3.5 L'équilibre stationnaire de l'économie

Résoudre l'équilibre de cette économie consiste à déterminer le choix optimal de consommation $c = \Psi(a, \epsilon)$, d'épargne $a' = \Phi(a, \epsilon)$ et d'effort $h_i = \Omega_i(a, \epsilon)$ qui maximisent les équations de Bellman. L'équilibre stationnaire de cette économie est donné par les fonctions valeurs des ménages $V(a, \epsilon)$, les règles de décision des ménages $\{c = \Psi(a, \epsilon), a' = \Phi(a, \epsilon), h_i = \Omega(a, \epsilon)\}$, une distribution de probabilité $\lambda(a, \epsilon)$, ainsi que par les paramètres exogènes du modèle que sont les instruments de politique économique $\{\theta_i, b_o, \gamma, \rho\}$ et le vecteur de prix $\{w_i, r\}$. L'état stationnaire est défini par :

- (i) Les règles de décision $c = \Psi(a, \epsilon)$, $a' = \Phi(a, \epsilon)$ et $h_i = \Omega(a, \epsilon)$ sont les solutions du programme de maximisation des ménages.
- (ii) La distribution stationnaire de la richesse $\lambda(a, \epsilon)$ est donnée par la matrice de Markov \mathcal{M} et les règles de décision des agents $a' = \Phi(a, \epsilon)$. Cette distribution est définie par :

$$\lambda_t(a, \epsilon) = Prob(a_t = a, \epsilon_t = \epsilon)$$

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

$$\begin{aligned} Prob(a_{t+1} = a', \epsilon_{t+1} = \epsilon') &= \sum_{a_t} \sum_{\epsilon_t} Prob(a_{t+1} = a' | a_t = a, \epsilon_t = \epsilon) \\ &\times Prob(\epsilon_{t+1} = \epsilon' | \epsilon_t = \epsilon) \times Prob(a_t = a, \epsilon_t = \epsilon) \end{aligned}$$

Cette loi s'écrit également :

$$\lambda_{t+1}(a', \epsilon') = \sum_a \sum_\epsilon I(a', a, \epsilon) \times Prob(\epsilon_{t+1} = \epsilon' | \epsilon_t = \epsilon) \times \lambda_t(a, \epsilon)$$

où $I(a', a, \epsilon)$ correspond à une variable indicatrice prenant la valeur 1 lorsque $a' = \Phi(a, \epsilon)$.

La distribution stationnaire $\lambda(a, \epsilon)$ est alors donnée par $\lambda_{t+1} = \lambda_t$.

- (iii) La taxe τ qui équilibre la contrainte budgétaire du gouvernement est donnée par :

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^2 \sum_a \tau w_i \lambda(a, \epsilon_{iw}^e) + \sum_{i=1}^2 \sum_a \tau w_i \lambda(a, \epsilon_{iw}^n) &= \\ \sum_{i=1}^2 \sum_a \theta_i w_i \lambda(a, \epsilon_{iu}^e) + \sum_a b_o \lambda(a, \epsilon_o) & \end{aligned}$$

4.3.6 Le bien-être de l'économie

Afin d'évaluer la situation sur le marché du travail, nous retenons la fonction générale de bien-être suivante :

$$W_u = \sum_{\epsilon} \sum_a \lambda(a, \epsilon) V(a, \epsilon)$$

W_u correspond au critère utilitariste, c'est à dire à l'espérance inconditionnelle d'utilité. Le bien-être est alors exprimé sous la forme du niveau constant de consommation c_u procurant l'utilité W_u à un travailleur assuré de conserver son emploi indéfiniment.

$$W_u = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_u)$$

Ce critère peut se justifier par le fait qu'un individu ne connaît pas à l'avance sa position dans la société. Par conséquent, il choisit la politique lui assurant la meilleure espérance de gain. Un individu peut également aborder la problématique du bien-être en choisissant l'économie dans laquelle il sera le mieux protégé en cas de licenciement. Nous définissons donc un critère de bien-être maximin (ou Rawlsien) c_r correspondant au niveau constant de consommation des seuls chômeurs. Ce niveau de consommation permet de retrouver l'espérance d'utilité des chômeurs :

$$W_r = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_r)$$

4.4 Calibration

Pour évaluer les effets des conditions d'éligibilité sur le niveau de chômage, nous devons réaliser une simulation numérique du modèle d'équilibre inter-temporel. Pour cela nous calibrons le modèle sur données françaises. L'étalonnage du modèle est réalisé pour des périodes d'un trimestre. Le facteur de préférence pour le présent β est fixé à 0.985 ce qui correspond à un taux d'escompte psychologique de 6% par an. La valeur traditionnellement retenue pour l'aversion au risque σ est de 2. Afin de ne pas biaiser les résultats en termes de bien-être, nous supposons que le taux d'intérêt réel est nul ce qui revient à dire que les agents ont à leur disposition une technologie de stockage. En effet, si r est positif les variations de la richesse modifient le niveau des revenus du capital et donc de la consommation. Par la suite, nous étudierons le cas où $r = 0.5\%$ par trimestre.

En France, la durée d'indemnisation des chômeurs est fonction de la durée de cotisation. 49% des demandeurs d'emploi rentrent au chômage alors qu'ils ont cotisé au moins 14 mois ce qui leur donne le droit à 9 mois d'indemnisation. Le tableau 4.1 résume la répartition des durées d'affiliation des individus entrés au chômage en 1999.

TAB. 4.1 – Répartition des durées d'affiliation en 1999

| Durée d'affiliation | Répartition des entrées |
|------------------------|----------------------------|
| 4 mois | 13.0% |
| 6 mois | 12.1% |
| 8 mois | 20.2% |
| 14 mois | 49.3% |
| 27 mois | 5.2% |

Par conséquent, nous supposons que la durée moyenne requise avant de devenir éligible $1/\gamma$ est de 14 mois (4.6 trimestres) et que la durée moyenne d'indemnisation $1/\rho$ est de 3 trimestres. La probabilité de ne plus être éligible est donc $\rho = 1/3$ et celle de devenir éligible est $\gamma = 0.217$. Le ratio de remplacement des individus entrant au chômage est fixé à 75%. En 2000, le montant du RMI pour une personne seule était de 1215 euros par trimestre et l'allocation de solidarité spécifique de 1203 euros (cf

Bernard (2002)). Le salaire trimestriel moyen d'un ouvrier était de 2920 euros. Après normalisation du salaire à 1, la valeur des minima sociaux est de 40%. Enfin, la probabilité moyenne d'être licencié pour un employé est de 2.5%, soit une durée moyenne d'emploi de 10 ans (Cahuc, P. et Lehmann, E. (2000)). Le salaire pour les emplois à productivité élevée est de 30% supérieur à celui des emplois à productivité basse. Cette différence correspond à l'écart de salaire entre travailleurs qualifiés et non qualifiés en France (Postel-Vinay, F. et Robin, J.M. (2002)).

Nous fixons δ_i et χ afin d'obtenir un taux de chômage de 12% proche de celui des ouvriers en 2002 (enquête emploi, 2002) et 60% d'emplois à productivité élevée ce qui correspond à la part des ouvriers qualifiés parmi les ouvriers. Le nombre de chômeurs indemnisés est alors de 39% ce qui est légèrement inférieur aux chiffres observés dans l'économie puisque d'après l'Unedic 42% des chômeurs reçoivent une allocation au titre du régime d'assurance. La calibration des différents paramètres est résumée dans le tableau 4.2.

TAB. 4.2 – Calibration du modèle.

| β | σ | θ | b_o | w_1 | w_2 | δ_1 | δ_2 | ρ | γ | χ |
|---------|----------|----------|-------|-------|-------|------------|------------|--------|----------|--------|
| 0.985 | 2 | 75% | 0.4 | 1.3 | 1 | 0.141 | 0.187 | 0.33 | 0.217 | 0.5 |

Nous réalisons la simulation numérique à l'aide d'une grille non linéaire de 400 points pour des valeurs de l'actif financier appartenant à $[0;4]$. Le salaire étant normalisé à 1 cela correspond à une grille allant de 0 à 11680 euros. On fixe de manière arbitraire le niveau de la taxe τ . De la même manière, on donne à $V(a, \epsilon)$ une valeur initiale de 0, puis on itère sur ces fonctions jusqu'à ce que l'écart relatif entre deux itérations successives soit inférieur à 10^{-6} . En utilisant les conditions d'optimalité, ces fonctions valeurs nous permettent de dériver le niveau d'effort optimal pour chaque type d'agent sur chaque point de la grille. Enfin, on suppose que les agents sont repartis sur la grille de façon uniforme, puis on itère sur la distribution des agents avec un critère de convergence à 10^{-6} en utilisant les probabilités de passer d'un état à un autre pour chaque niveau de capital. On est alors en mesure d'évaluer le nombre d'individus dans chaque état, ainsi que le stock d'épargne de précaution de l'économie considérée. Une fois la distribution stationnaire estimée, on vérifie que le budget est équilibré. Si ce n'est pas le cas, le taux de taxe est ajusté et on estime la nouvelle distribution stationnaire.

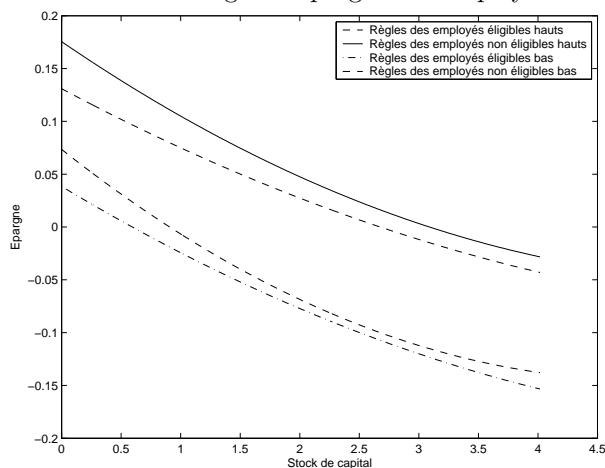
4.5 Évaluation quantitative des politiques d'indemnisation

Sur le marché du travail un individu peut postuler à plusieurs emplois différents. Dans notre modèle, les emplois diffèrent uniquement par le salaire. La stratégie de recherche d'emploi adoptée par les chômeurs dépend de leur richesse. Ceux bénéficiant d'un stock d'actifs important chercheront en priorité les emplois les mieux rémunérés, alors que les plus modestes se concentreront sur les emplois les plus faciles à trouver. Ainsi, les employés épargnent pour se protéger d'une perte de revenu, mais également pour pouvoir rechercher un emploi à salaire élevé en cas de licenciement.

4.5.1 Les comportements d'épargne

L'évaluation quantitative permet de déterminer les décisions d'épargne des agents. Les règles d'épargne des employés à l'état stationnaire sont représentées par le graphique 4.1.

FIG. 4.1 – Règles d'épargne des employés



Le stock d'actifs est indiqué en abscisse alors que le niveau d'épargne se situe en ordonnée. Les règles d'épargne sont dérivées de la contrainte de non-endettement⁴ :

$$c_t = a_t - a_{t+1} + y_t$$

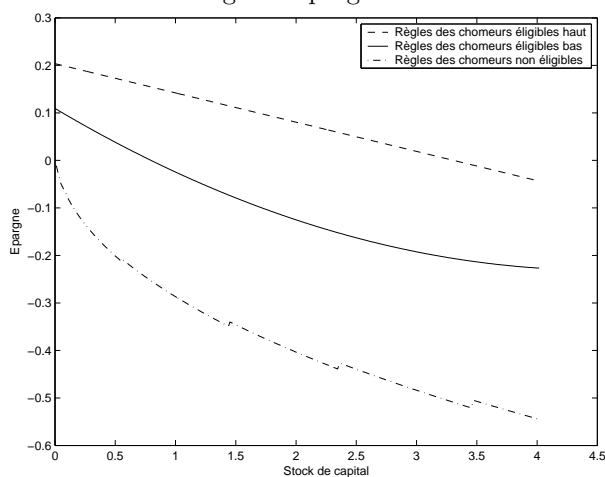
ainsi que des règles de décision des ménages concernant le stock d'actifs financiers optimal $a' = \Phi(a, \epsilon)$.

On constate que les employés éligibles hauts ont des variations positives d'épargne lorsqu'ils disposent d'un stock d'actifs inférieur à 2.7 (7880 euros). Pour les employés éligibles bas, cette borne vaut environ 1 (2920 euros). Il apparaît donc que le niveau d'épargne de précaution est d'autant plus important que le salaire est élevé. Cela traduit le fait qu'il est plus facile de renoncer à une partie de sa consommation lorsqu'on bénéficie d'une rémunération importante. Ainsi, en cas de licenciement, un employé qui occupait auparavant un emploi à productivité élevée disposera d'un stock d'actifs plus important. Par conséquent, il lui sera plus facile de rechercher le même type d'emploi.

L'étude des règles d'épargne nous enseigne également que les employés épargnent plus lorsqu'ils sont non éligibles. En effet, les règles d'épargne des employés non éligibles sont toujours situées au-dessus de celles des employés éligibles. L'explication de ce comportement est très simple. En cas de licenciement, un chômeur non éligible ne percevra que les minima sociaux. Il est donc incité à se constituer une auto-assurance plus importante afin de se prémunir contre ce risque. On note cependant que l'écart entre les règles d'épargne des employés éligibles et celles des employés non éligibles est faible. Dans la mesure où la durée de cotisation est de 14 mois en moyenne alors que la durée moyenne d'un emploi est de 10 ans, la probabilité de perdre son emploi avant d'être devenu éligible est faible. C'est pourquoi le surplus d'épargne des employés non éligibles reste modeste.

⁴Nous nous intéressons ici au cas où $r=0$

FIG. 4.2 – Règles d'épargne des chômeurs



Les règles d'épargne des chômeurs, présentées par le graphique 4.2, nous apprennent que les chômeurs non éligibles désépargnent toujours afin de lisser leur consommation. Il n'en va pas de même pour les chômeurs éligibles. Ces derniers désépargnent lorsqu'ils détiennent un stock d'actifs élevé, mais peuvent dans certains cas décider d'accroître leur niveau d'épargne de précaution afin de se protéger contre une perte de leur éligibilité. Les chômeurs éligibles bas épargnent lorsque leur stock d'actifs est inférieur à 0.6 (1752 euros) alors que les chômeurs éligibles hauts épargnent si leur stock d'actifs est inférieur à 3.2. Les chômeurs éligibles détenant un stock d'actifs faible anticipent la possibilité de devenir non éligibles. La limitation de la durée des versements les incite à épargner pour maintenir leur consommation et poursuivre leur recherche d'emploi en cas de perte de l'éligibilité.

Ce comportement d'épargne des chômeurs éligibles est de nature à réduire les effets de la limitation de la durée des versements. En effet, lorsque les agents ont accès au marché financier, il est possible de transférer une partie de l'allocation de chômage vers le futur pour compléter les minima sociaux. D'une certaine manière, les chômeurs vont anticiper les versements de leurs revenus sociaux et les lisser sur l'ensemble de leur période de chômage.

Ce comportement d'épargne des chômeurs éligibles peut sembler étrange. Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J-O., et Langot, F. (2003) montrent en effet qu'une période de chômage s'accompagne d'une baisse du stock d'actifs. Cependant, notre modèle prend en compte l'existence de deux types de chômeurs : les éligibles et les non éligibles. Dans la calibration de référence, le stock d'actifs moyen des employés, des chômeurs éligibles et des chômeurs non éligibles est respectivement de 1.518, 1.6895 et 0.6311. Ainsi, les chômeurs éligibles ont en moyenne un stock d'actifs supérieur à celui des employés. Cependant, lorsqu'on compare le stock d'actifs de tous les chômeurs et des employés, on constate que les chômeurs détiennent moins d'épargne que les employés. Les employés possèdent en moyenne un stock d'actifs de 1.518 et l'ensemble des chômeurs un stock de 1.0472.

Ainsi, nous observons bien une diminution du stock d'actifs au cours d'une période de chômage conformément aux résultats empiriques. On peut cependant distinguer deux phases pendant l'épisode de chômage. Dans un premier temps, les chômeurs sont éligibles. Leurs indemnités sont suffisantes pour maintenir leur consommation à un niveau convenable. Par conséquent, les plus riches désépargnent peu et ceux possédant un stock d'actifs faible épargnent en prévision de la perte de leur éligibilité. Dans un second temps, les chômeurs deviennent non éligibles et ne perçoivent que les minima sociaux. Ils compensent alors cette réduction significative de leur revenu en puisant dans leur épargne de précaution. La réduction du stock d'actifs est alors rapide ce qui conduit 10.8% des chômeurs à être contraints financièrement. Ce chiffre est supérieur à celui trouvé par Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J-O., et Langot, F. (2003). Dans notre modèle, la totalité des chômeurs rationnés sur le marché financier sont des chômeurs non éligibles.

En fait, dans le cadre du profil d'indemnisation de référence, l'épargne de précaution est utilisée pour se protéger des risques de fluctuation de consommation associés à la perte de l'éligibilité.

Ces résultats concernant les comportements d'épargne des chômeurs ne se vérifient pas pour tous les profils d'indemnisation. Les chômeurs utilisent l'épargne de précaution pour lisser leurs indemnités sur l'ensemble de leur épisode de chômage. Ce comportement leur permet d'obtenir un profil de consommation meilleur que celui offert par l'assurance chômage. Ainsi, lorsque le profil d'indemnisation est caractérisé par une indemnité de chômage importante versée pendant une période courte et des minima sociaux faibles, les chômeurs éligibles utilisent l'épargne de précaution pour lisser leur consommation. En revanche, si l'écart entre les indemnités de chômage et les minima sociaux est plus faible, les chômeurs éligibles cessent d'épargner. En effet, un tel profil lisse suffisamment la consommation des ménages.

4.5.2 L'effort de recherche

Les graphiques 4.3 et 4.4 décrivent l'effort de recherche pour obtenir un emploi bas et un emploi haut. L'effort est une fonction décroissante du niveau d'épargne de précaution. Par ailleurs, l'effort est d'autant plus important que le montant de l'allocation est faible. L'allocation étant indexée sur le salaire passé, le montant des prestations des chômeurs éligibles hauts est supérieur à celui des chômeurs éligibles bas. Par conséquent, les chômeurs éligibles hauts réalisent moins d'effort pour un niveau de capital donné. On note également que le niveau d'effort de recherche pour un emploi haut est inférieur au niveau de recherche pour un emploi bas. Cela s'explique par le fait qu'il est plus facile d'obtenir un emploi bas qu'un emploi haut. Cependant, l'arbitrage entre emploi haut et emploi bas dépend du niveau de richesse et du montant de l'allocation de chômage. En d'autres termes, un chômeur possédant un niveau d'épargne élevé peut prendre le risque de prolonger sa période de chômage en orientant sa recherche vers des emplois de qualité. Par conséquent, la part des emplois à productivité élevée parmi les offres d'emploi augmente avec le niveau d'épargne. De même, lorsque l'allocation est plus généreuse, les chômeurs orientent leur recherche vers les meilleurs emplois.

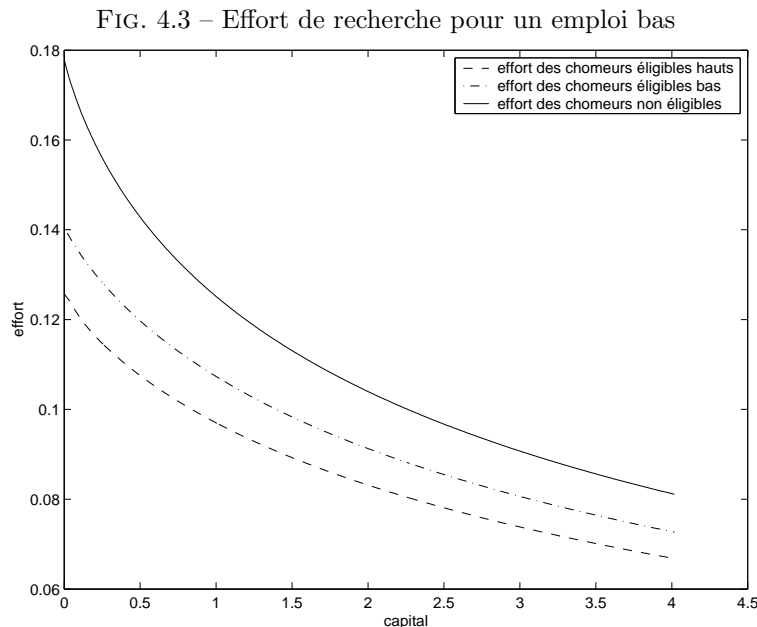
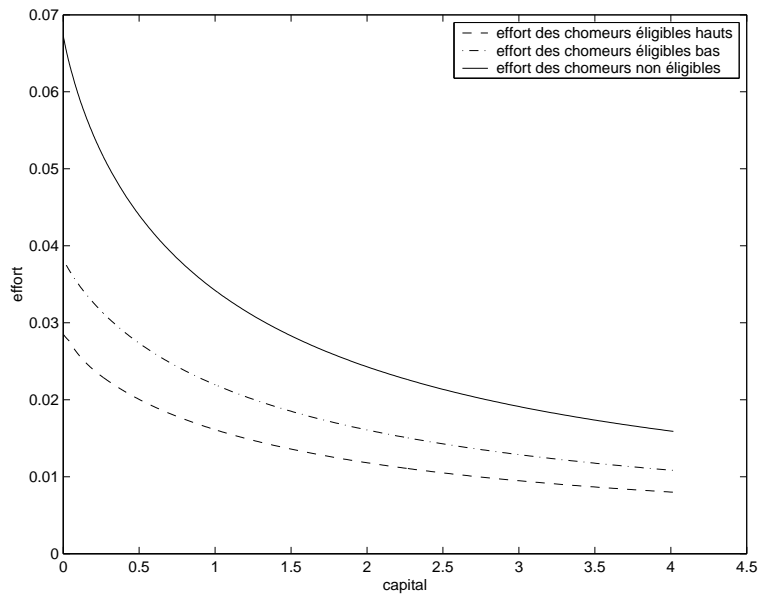


FIG. 4.4 – Effort de recherche pour un emploi haut



Les graphiques 4.6 et 4.5 présentent l'incidence de la durée de versement et de la durée de cotisation sur la composition de l'emploi. Il apparaît clairement qu'une meilleure indemnisation du chômage améliore la composition de l'emploi. Ce phénomène est plus significatif pour une augmentation de la durée de versement des allocations que pour une réduction de la durée de cotisation. La raison en est simple. Une durée d'indemnisation plus longue permet aux chômeurs éligibles de rechercher un meilleur emploi plus longtemps alors qu'une réduction de la durée de cotisation accroît le nombre de chômeurs éligibles sans améliorer la situation de ces derniers. La part plus importante des emplois à productivité élevée dans l'économie accroît le salaire moyen des employés. Cependant, comme nous allons le voir par la suite, le taux de chômage augmente également ce qui nous empêche de déterminer l'effet sur le bien-être.

FIG. 4.5 – Part des emplois hauts et durée de versement

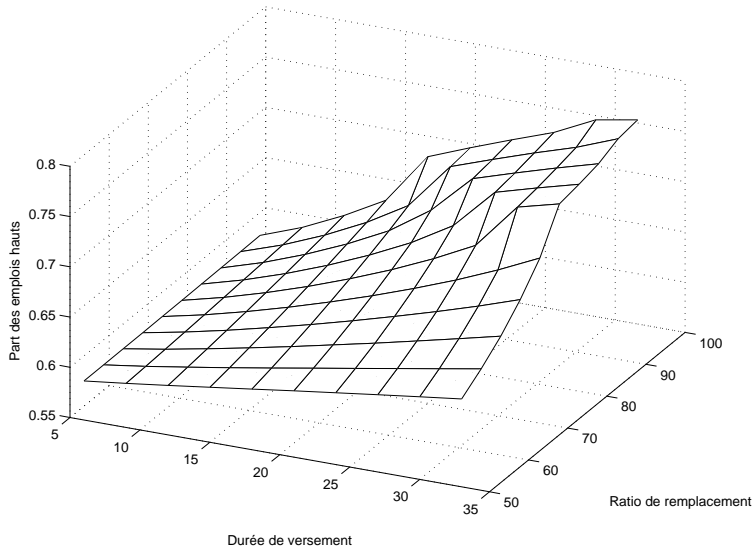
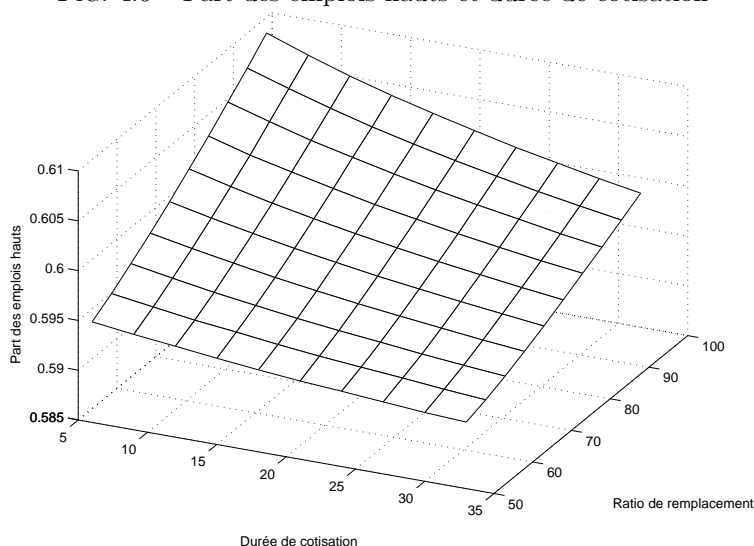


FIG. 4.6 – Part des emplois hauts et durée de cotisation



4.5.3 Durée d'indemnisation et chômage

Le graphique 4.7 représente le taux de chômage pour plusieurs combinaisons entre le ratio de remplacement et la durée d'indemnisation. Il apparaît que l'impact du montant des indemnités sur le taux de chômage dépend de la durée d'indemnisation. Plus celle-ci est élevée, plus une augmentation du ratio de remplacement aura un effet positif sur le chômage. Deux mécanismes sont à l'oeuvre lors de l'accroissement du ratio de remplacement. En premier lieu, des indemnités élevées améliorent la situation des chômeurs qui sont alors incités à réduire leur effort de recherche. En second lieu, des prestations élevées augmentent la valeur de l'éligibilité ce qui incite les chômeurs à accroître leur effort afin de ne pas perdre leurs droits à une assurance chômage généreuse. L'importance du second effet dépend de la probabilité de perdre son éligibilité. Ainsi, plus la durée d'indemnisation est longue, plus cet effet tend à disparaître. Lorsque la durée d'indemnisation tend vers l'infini, la probabilité de perdre son éligibilité est nulle et le second effet disparaît. Inversement, lorsque la durée de versement est très courte, les chômeurs éligibles valorisent la perte potentielle de leur éligibilité de façon plus importante. Dans ce cas, le second effet peut l'emporter. L'augmentation du ratio de remplacement accroît le différentiel entre la valeur du chômage éligible et celle du chômage non éligible, incitant les chômeurs à plus d'effort. Dans ce cas, la variation du chômage liée à une augmentation du ratio de remplacement reste modeste.

Un autre mécanisme dégrade l'attractivité de l'emploi. Nous avons supposé que seuls les employés payaient une taxe afin de financer le système d'assurance chômage. Par conséquent, le salaire net des employés diminue lorsque le taux de chômage augmente ce qui réduit l'écart entre la valeur de l'emploi $V(a', \epsilon_{i'w}^e)$ et celle du chômage $V(a', \epsilon_{iu}^e)$. Ce phénomène renforce alors les fluctuations du taux de chômage. Pour une durée d'indemnisation de 9 mois, le modèle prévoit un taux de chômage de 11.91% pour un ratio de remplacement de 55% et de 12.01% lorsque le ratio de remplacement est de 80%. La dégradation du niveau de l'emploi s'explique par une diminution de l'effort de recherche. En effet, l'assurance chômage permet aux agents de rester plus longtemps au chômage sans être obligés de réduire de manière drastique leur consommation. La baisse de l'effort se traduit par une réduction du nombre de propositions d'emploi, puis par une augmentation de la durée du chômage.

FIG. 4.7 – Taux de chômage, durée d'indemnisation et ratio de remplacement

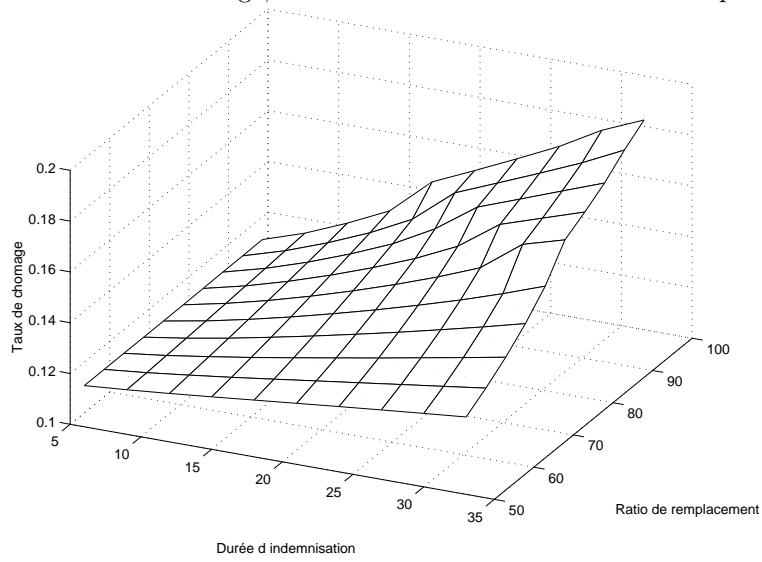


FIG. 4.8 – Critère utilitariste, durée d'indemnisation et ratio de remplacement

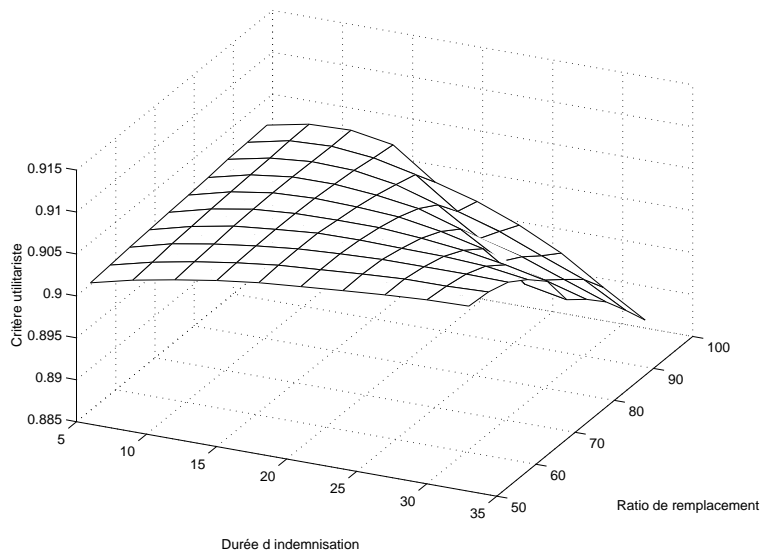
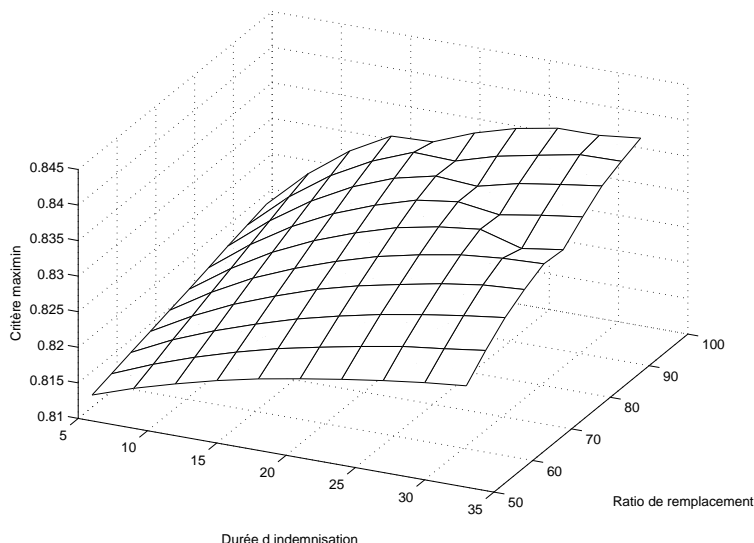


FIG. 4.9 – Critère maximin, durée d’indemnisation et ratio de remplacement



Une allocation de chômage plus généreuse protège les individus contre les risques de revenu liés à une perte d’emploi et leur permet de réduire leur effort de recherche. En revanche, le bien-être est influencé négativement par une augmentation du nombre de chômeurs et des taxes plus importantes. Le ratio de remplacement optimal dépend de la durée d’indemnisation. Plus celle-ci est longue, plus le ratio optimal est bas. Pour une durée d’indemnisation de 9 mois, le ratio de remplacement est de l’ordre de 70%. Pour une durée de versement de l’ordre de 6 mois, le ratio de remplacement optimal est de 100%. Une durée de versement très courte garantit un niveau de chômage faible en incitant les chômeurs à retrouver un emploi avant la perte de l’éligibilité. Le montant élevé des prestations permet à l’agent de lisser sa consommation sur plusieurs périodes en épargnant une partie de ses revenus sociaux. En revanche, pour une durée d’indemnisation longue (12 mois et plus), le ratio de remplacement optimal est proche du montant des minima sociaux. Dans ce cas, les chômeurs éligibles cessent d’épargner dans la mesure où l’assurance chômage les couvre durant une période suffisamment longue. Une indemnité plus élevée aurait pour effet d’accroître considérablement le taux de chômage entraînant une chute significative du bien-être.

Les ménages préfèrent-ils le versement d’une allocation élevée pendant une période courte ou bien le contraire ? Les graphiques 4.8 et 4.9 présentent l’incidence de la durée d’indemnisation sur le bien-être en utilisant un critère utilitariste et un critère maximin. En utilisant un critère utilitariste, le régime d’assurance chômage préféré des ménages est caractérisé par un ratio de remplacement faible (60%) et une durée d’indemnisation longue (33 mois). Une telle configuration assure un revenu minimal pendant une durée relativement longue et maintient le taux de chômage et les taxes à un niveau modeste.

En présence d’épargne de précaution et d’une limitation de la durée de versement des allocations, le partage de la population entre éligibles et non éligibles est également un partage entre individus riches et individus disposant d’un faible stock d’actifs financiers. En effet, les chômeurs éligibles ont nécessairement occupé un emploi pendant leur période de cotisation. Ils ont donc eu l’occasion de se constituer une épargne de précaution. Par contre, les chômeurs non éligibles ont consommé une partie, voire la totalité de leurs actifs financiers. Ainsi, réduire le ratio de remplacement revient à réduire le niveau d’assurance des agents les plus riches, c’est à dire de ceux qui sont les plus aptes à se prendre en charge grâce à l’épargne de précaution. En fait, dans une économie où les agents peuvent s’auto-assurer, les agents souffrant le plus du chômage sont ceux n’ayant plus d’actifs pour maintenir leur consommation. En réduisant le montant et en augmentant la durée de versement, on réduit légèrement le bien-être des chômeurs les plus riches et on permet à des chômeurs de longue durée sans actifs financiers de rester éligibles. Ces derniers perçoivent alors une allocation supérieure aux minima sociaux ce qui améliore leur bien-être. Ainsi, un

système caractérisé par un ratio de remplacement faible et une durée d'indemnisation longue améliore le bien-être moyen des ménages en assurant mieux ceux qui en ont le plus besoin : les chômeurs sans épargne.

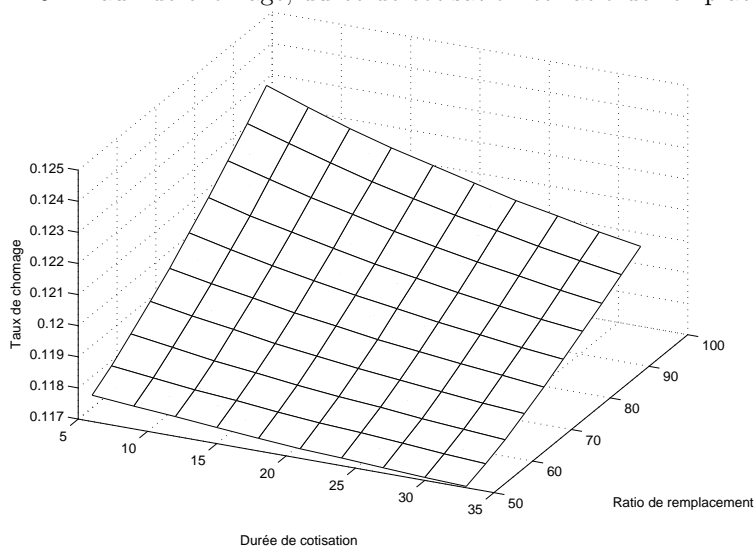
Lorsqu'on s'intéresse au critère maximin, qui ne prend en compte que le bien-être des chômeurs, on observe sans surprise que le système optimal est caractérisé par une durée de versement longue et un ratio de remplacement élevé. Ce critère ne prend pas en compte l'effet du système d'indemnisation sur le taux de chômage. Il ne considère que l'effet sur le bien-être des chômeurs. De plus, le financement du système d'indemnisation est uniquement à la charge des employés. Dans ces conditions, le système optimal est celui qui offre le meilleur revenu aux chômeurs.

4.5.4 Durée de cotisation

La seconde expérience de politique économique concerne l'effet de la durée de cotisation et du ratio de remplacement sur le chômage et le bien-être. Le graphique 4.10 présente le taux de chômage pour plusieurs combinaisons durée de cotisation-ratio de remplacement. Ces simulations font apparaître qu'une durée de cotisation plus longue réduit le taux de chômage. Un durcissement des conditions d'éligibilité exclut mécaniquement les travailleurs ayant peu cotisé à l'assurance chômage. Lorsqu'ils sont licenciés, ces agents non éligibles ne bénéficient que du régime d'assistance. Le faible montant de leurs ressources les oblige à fournir un effort plus élevé que s'ils avaient bénéficié de l'assurance. Il en résulte une baisse du chômage et une augmentation du nombre des chômeurs non indemnisés.

On constate également que l'effet du ratio de remplacement est d'autant plus important que la période de cotisation est faible. Quand le ratio de remplacement est élevé et que la durée de cotisation est longue, les chômeurs éligibles fournissent un effort important afin de sortir du chômage le plus rapidement possible. De cette manière, ils conservent leur droit à des indemnités élevées. Autrement dit, les chômeurs éligibles ne prendront pas le risque de perdre leur droit à une assurance généreuse, mais difficile à acquérir. C'est pourquoi l'effet du ratio de remplacement tend à diminuer lorsque la durée de cotisation augmente. Cependant, les effets d'un allongement de la durée de cotisation sont relativement faibles. Cela s'explique par le fait que la durée moyenne d'un emploi (10 ans) est très supérieure à la période de cotisation (au maximum 33 mois dans nos simulations). Ainsi, une variation de la période de cotisation ne modifie que faiblement le nombre des employés pouvant prétendre à une allocation.

FIG. 4.10 – Taux de chômage, durée de cotisation et ratio de remplacement



Faut-il durcir les conditions d'accès à l'assurance chômage? L'effet sur le bien-être d'une variation

de la durée de cotisation est présenté par les graphiques 4.11 et 4.12. Un allongement de la durée de cotisation réduit le taux de chômage ce qui tend à améliorer le bien-être. Cependant, une telle politique est susceptible de dégrader le bien-être des chômeurs ne disposant pas d'actifs. En effet, un allongement de la durée de cotisation prive d'assurance les individus ayant travaillé pendant une période courte. Ces individus n'ont pas travaillé suffisamment longtemps pour se constituer un stock d'actifs financiers. Un durcissement des conditions d'éligibilité les prive d'une assurance publique alors qu'ils ne disposent pas d'épargne pour lisser leur consommation. Ces agents sont dans l'incapacité de s'auto-assurer et sont donc particulièrement sensibles à la suppression de l'assurance chômage. Selon le critère utilitariste, il semble donc préférable de réduire la période de cotisation afin d'assurer les agents sans épargne de précaution. L'utilisation du critère maximin nous conduit à la même conclusion.

FIG. 4.11 – Critère utilitariste, durée de cotisation et ratio de remplacement

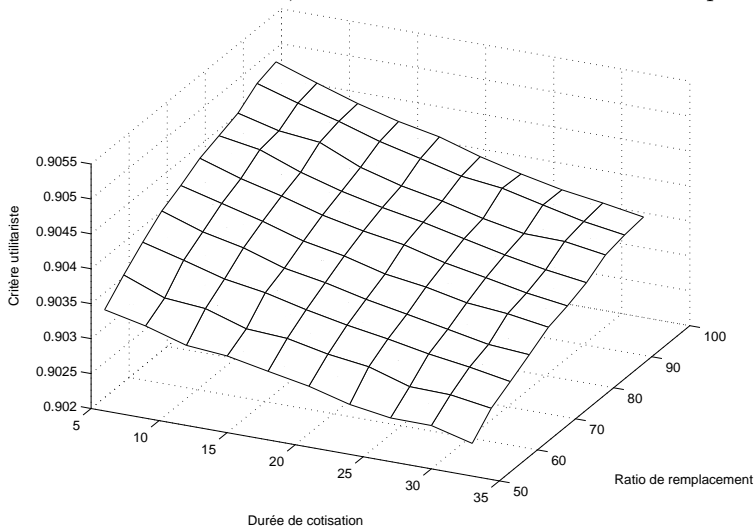
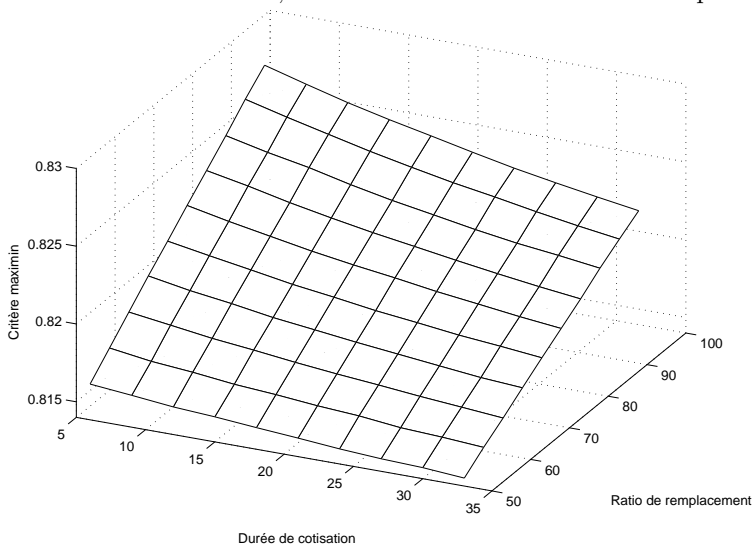


FIG. 4.12 – Critère maximin, durée de cotisation et ratio de remplacement



4.6 Tests de sensibilité

Afin d'analyser les effets de certaines variables de notre modèle, nous réalisons dans cette section quelques tests de sensibilité. Pour commencer, nous étudions l'impact sur nos résultats d'un taux d'intérêt positif. Un taux d'intérêt nul permet d'analyser le bien-être dans l'économie sans introduire un biais via un revenu du capital non expliqué par le modèle. Cependant, dans les faits, les ménages ont à leur disposition des placements offrant un taux d'intérêt positif. Nous analysons ensuite l'effet des minima sociaux. En effet, réduire les minima sociaux est un moyen d'inciter les chômeurs éligibles à rechercher un emploi. Toutefois, les chômeurs inéligibles sont souvent ceux disposant du stock d'actifs financiers le plus faible. Nous nous intéresserons également au cas où la caisse d'assurance chômage peut offrir un ratio de remplacement différent aux chômeurs en fonction du type d'emploi qu'ils occupaient auparavant. Enfin, nous introduirons l'hypothèse de recherche sur le tas en autorisant aux employés bas la recherche d'un emploi mieux rémunéré.

4.6.1 Le rôle du taux d'intérêt réel

Les résultats concernant le bien-être sont conditionnés par l'hypothèse d'un taux d'intérêt nul. Cette hypothèse permet d'évacuer un biais dû aux variations des revenus du capital. Cependant, il est raisonnable de penser, que la plupart des ménages place leur épargne de précaution sur un compte rémunéré. La prise en compte d'un taux d'intérêt positif est susceptible de modifier nos résultats. En effet, si le taux d'intérêt réel est positif, les ménages sont incités à épargner pour accroître leur consommation grâce au revenu du capital. Les ménages épargnent ainsi pour deux raisons : se protéger contre les risques du chômage et améliorer leur consommation. Par ailleurs, si la caisse d'assurance chômage décide de réduire le montant ou la durée de versement des allocations de chômage, il sera plus facile pour les ménages de remplacer l'assurance publique par de l'épargne de précaution quand le taux d'intérêt est élevé. Au final, dans une économie où le taux d'intérêt réel est positif, les individus commencent une période de chômage avec un stock d'actifs financiers supérieur en moyenne à celui observé dans une économie où le taux d'intérêt est nul. Dans ces conditions, le lissage de la consommation pour les pouvoirs publics est moins nécessaire.

Nous recalibrons le modèle pour un taux d'intérêt réel de 0.5% par trimestre ce qui correspond au rendement d'un placement de type Livret A. Dans les faits, les ménages disposent de nombreux types de placement pour se prémunir contre les risques de revenu : comptes courants, livrets A, PEL, PEA, actifs immobiliers,... Intuitivement, les stratégies de portefeuille des ménages dépendent alors de la probabilité d'être licencié et de la durée moyenne du chômage. Cependant, afin de ne pas obscurcir inutilement notre exposé, nous supposons qu'il n'existe qu'un seul type de placement. Le livret A apparaît alors comme le placement le plus efficace pour se protéger contre les risques de chômage (voir Algan, Y. et Terracol, A (2001)) en particulier pour les ménages les plus modestes. Ce produit financier présente l'avantage de rémunérer l'épargne des ménages sans prise de risques et d'être parfaitement liquide.

Les graphiques 4.14 et 4.15 situés en annexe présentent les résultats concernant le taux de chômage, la durée d'indemnisation et le bien-être pour un taux d'intérêt réel égal à 0.5%. En retenant le critère utilitariste, il apparaît que le ratio de remplacement optimal est à présent proche des minima sociaux quelle que soit la durée de versement. L'assurance chômage optimale est caractérisée par un ratio de remplacement de 50% pour une durée de versement de 33 mois contre 60% et 36 mois dans le cas où $r = 0\%$. Ainsi, dans la mesure où accumuler du capital est devenu moins coûteux pour les ménages, la caisse d'assurance chômage doit inciter les agents à s'auto-assurer. Le système d'indemnisation du chômage présente alors un profil quasiment plat. Ce n'est donc plus la dégressivité des allocations qui incite les chômeurs à rechercher un emploi, mais la chute du stock d'actifs financiers au cours d'une période de chômage. Autrement dit, les chômeurs souhaitent retrouver un emploi rapidement afin de ne pas perdre leurs stock d'actifs.

Dans ce cadre, la caisse d'assurance chômage se contente de fournir une allocation de chômage mini-

mum qui permet aux chômeurs n'ayant plus d'épargne de consommer. En utilisant le critère maximin, le système optimal d'assurance chômage est caractérisé par un ratio de remplacement de 100% et une durée de versement de 27 mois contre 100% et 33 mois dans la calibration avec un taux d'intérêt nul. Là encore, une augmentation du taux d'intérêt conduit la caisse d'assurance chômage à réduire sa générosité afin d'inciter les chômeurs à rechercher un emploi d'une part et à utiliser leur épargne d'autre part. L'assurance privée étant désormais plus rentable, les ménages favorisent l'accumulation de capital aux dépens de l'assurance publique. Par conséquent, en raison de la substitution entre assurance publique et épargne de précaution, la durée de versement optimale est d'autant plus faible que le rendement du capital est élevé.

4.6.2 Les minima sociaux

Le second test de sensibilité que nous effectuons concerne l'impact des minima sociaux. En effet, une fois leurs droits à l'assurance chômage épuisés, les chômeurs sont pris en charge par un système d'assistance qui leur verse des minima sociaux dont le montant est inférieur à celui des indemnités de chômage. Les minima sociaux constituent donc un point de menace pour les chômeurs éligibles. Ainsi, plus les minima sociaux sont faibles, plus les chômeurs éligibles ont intérêt à retrouver un emploi rapidement afin de ne pas devenir inéligibles. Dans ces conditions, la caisse d'assurance chômage peut proposer une augmentation du ratio de remplacement ou un allongement de la durée de versement et encourager les chômeurs à rechercher un emploi en abaissant le montant des minima sociaux. Dans notre modèle, l'accès des ménages aux marchés financiers vient compliquer la tâche de la caisse d'assurance chômage. En effet, si le ratio de remplacement est augmenté alors que les minima sociaux sont réduits, les ménages peuvent réagir en transférant une partie de leurs indemnités de chômage vers une période de chômage inéligible. Nous proposons donc de modifier le montant des minima sociaux et la durée de versement pour un ratio de remplacement inchangé, puis de faire varier le montant des minima sociaux et du ratio de remplacement pour une durée de versement inchangée.

Les graphiques 4.17 et 4.18 présentent les résultats d'une variation des minima sociaux et de la durée de versement pour un ratio de remplacement inchangé. On constate qu'une augmentation de la durée de versement ou des minima sociaux conduit à un accroissement du taux de chômage. En termes de bien-être utilitariste, la combinaison optimale se caractérise par une durée de versement de 12 mois et des minima sociaux valant 38% du salaire bas. Ainsi, une réduction de deux points du montant des minima sociaux et une prolongation de la durée de versement pendant 3 mois permettraient d'améliorer le bien-être. La réduction des minima sociaux affecte négativement le bien-être des chômeurs de plus de 12 mois, mais l'augmentation de la durée de versement améliore la protection des autres agents. Si on se focalise sur la situation des chômeurs, le système optimal est défini par une durée de versement longue et des minima sociaux élevés. Le critère maximin n'étant pas affecté par la dégradation de la situation sur le marché du travail, les chômeurs optent pour une couverture intégrale.

Les graphiques 4.20 et 4.21 (voir l'annexe) exposent les résultats de nos simulations pour une variation des minima sociaux et du ratio de remplacement pour une durée de versement inchangée. En utilisant le critère utilitariste, le système optimal est alors caractérisé par un ratio de remplacement élevé (100%) et des minima sociaux faibles (30%). Ainsi, la caisse d'assurance chômage devrait augmenter le ratio de remplacement et réduire le montant des minima sociaux par rapport à la situation initiale. Un tel profil reste incitatif. En effet, malgré la hausse du ratio de remplacement, les chômeurs ont intérêt à rechercher activement un emploi afin de ne jamais devenir inéligibles. Par ailleurs, les chômeurs ont la possibilité de transférer une partie de leurs indemnités de chômage vers le futur. Ils possèdent ainsi un stock d'actifs financiers plus important s'ils deviennent chômeurs inéligibles. S'ils retrouvent un emploi avant de devenir inéligibles, ce surplus d'épargne peut s'apparenter à une prime pour les chômeurs sortant rapidement du chômage.

4.6.3 Les ratios de remplacement différenciés

Jusqu'à présent, nous avons supposé que le ratio de remplacement était le même pour les chômeurs hauts et les chômeurs bas. Par conséquent, le montant des indemnités de chômage est plus important pour les chômeurs hauts. Nous savons par ailleurs que les employés hauts bénéficiaient en général d'un stock d'actifs financiers plus important. Ainsi, les chômeurs hauts bénéficient d'une meilleure indemnisation alors qu'ils possèdent un stock d'actifs plus conséquent. On peut alors s'interroger sur les conséquences d'une augmentation du ratio de remplacement des seuls chômeurs bas. Une telle politique permettrait à cette catégorie d'individus de rester plus longtemps au chômage afin de trouver un emploi à productivité élevée. Par ailleurs, un ratio de remplacement élevé pourrait compenser leur faible niveau d'épargne de précaution.

Le graphique 4.25 (voir l'annexe) représente le taux de chômage dans l'économie pour plusieurs combinaisons entre le ratio de remplacement des employés hauts θ_1 et celui des employés bas θ_2 . On remarque qu'une augmentation du ratio de remplacement appliquée aux salaires bas conduit à une baisse du taux de chômage. Ce phénomène s'explique par la position des chômeurs bas par rapport à celle des chômeurs hauts. En effet, une augmentation du ratio de remplacement des travailleurs bas améliore le niveau d'assurance de ces salariés. Les emplois à productivité faible étant mieux assurés, les chômeurs les acceptent plus facilement. Ainsi, lorsque θ_2 augmente alors que θ_1 reste inchangé, les emplois peu productifs deviennent plus attractifs. Ces emplois étant plus faciles à trouver, cette réorientation de l'effort de recherche réduit le taux de chômage et la part des emplois hauts dans l'économie. Il apparaît donc qu'une augmentation de la générosité du régime d'assurance chômage limitée aux seuls salariés bas conduit à une réduction du taux de chômage et du salaire moyen. Au final, l'augmentation du ratio de remplacement des chômeurs bas permet d'une part d'améliorer la protection de ces salariés qui possèdent en général moins d'épargne et d'autre part de réduire légèrement le taux de chômage. Le seul point négatif concerne la productivité moyenne de l'économie qui a tendance à se dégrader.

4.6.4 La recherche sur le tas

Pour terminer, nous supposons que les agents disposant d'un emploi à productivité basse ont la possibilité de poursuivre leur activité de recherche. Cette hypothèse permet aux agents d'obtenir un emploi à rémunération élevée sans passer par le chômage. Ils peuvent donc dans un premier temps accepter un emploi de mauvaise qualité afin de sortir du chômage rapidement, puis une fois employés, tenter d'améliorer leur situation en recherchant un meilleur emploi. Dans ces conditions, on peut s'attendre à ce que l'impact de l'assurance chômage sur la composition de l'emploi soit moins élevé. Il n'est donc plus nécessaire pour la caisse d'assurance chômage d'offrir des indemnités importantes afin d'encourager les chômeurs à chercher un emploi de type 1. L'allocation optimale doit donc logiquement être moins généreuse. Nous récrivons donc notre modèle. L'équation de Bellman d'un employé éligible de type 1 s'écrit :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{1w}^e) &= \max_{a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{1w}^e) + a - a') \\ &+ \beta[sV(a', \epsilon_{1u}^e) + (1-s)V(a', \epsilon_{1w}^e)]\} \end{aligned}$$

De même, l'équation de Bellman d'un employé non éligible de type 1 est donnée par :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{1w}^n) &= \max_{a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{1w}^n) + a - a') \\ &+ \beta[sV(a', \epsilon_o) + (1-s)[\gamma V(a', \epsilon_{1w}^e) \\ &+ (1-\gamma)V(a', \epsilon_{1w}^n)]\} \end{aligned}$$

A présent, les employés percevant un salaire w_2 ont la possibilité de rechercher un emploi de type 1.

Ainsi, l'équation de Bellman d'un employé éligible de type 2 s'écrit :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{2w}^e) &= \max_{a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{2w}^e) + a - a') - h_{1w}^e \\ &+ \beta[\alpha_1(h_{1w}^e)[sV(a', \epsilon_{1u}^e) + (1-s)V(a', \epsilon_{1w}^e)] \\ &+ (1 - \alpha_1(h_{1w}^e))[sV(a', \epsilon_{2u}^e) + (1-s)V(a', \epsilon_{2w}^e)]\} \end{aligned}$$

De même, l'équation de Bellman d'un employé non éligible de type 2 est donnée par :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{2w}^n) &= \max_{a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{2w}^n) + a - a') - h_{1w}^n \\ &+ \beta[\alpha_1(h_{1w}^n)[sV(a', \epsilon_o) + (1-s)[\gamma V(a', \epsilon_{1w}^e) \\ &+ (1-\gamma)V(a', \epsilon_{1w}^n)]] \\ &+ (1 - \alpha_1(h_{1w}^n))[sV(a', \epsilon_o) + (1-s)[\gamma V(a', \epsilon_{2w}^e) \\ &+ (1-\gamma)V(a', \epsilon_{2w}^n)]]\} \end{aligned}$$

Pour un chômeur éligible de type i :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_{iu}^e) &= \max_{h_{i'u}^e, a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_{iu}^e) + a - a') - \sum_{i'=1}^2 h_{i'u}^e \\ &+ \beta[\sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^e) \max\{V(a', \epsilon_{i'w}^e), V(a', \epsilon_{iu}^e)\} \\ &+ (1 - \sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^e))[(1-\rho)V(a', \epsilon_{iu}^e) + \rho V(a', \epsilon_o)]]\} \end{aligned}$$

Enfin, pour un chômeur non éligible :

$$\begin{aligned} V(a, \epsilon_o) &= \max_{h_{i'u}^n, a' \geq 0} \{u(y(\epsilon_o) + a - a') - \sum_{i'=1}^2 h_{i'u}^n \\ &+ \beta[\sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^n) \max\{V(a', \epsilon_{i'w}^n), V(a', \epsilon_o)\} \\ &+ (1 - \sum_{i'=1}^2 \alpha_{i'}(h_{i'u}^n))V(a', \epsilon_o)]\} \end{aligned}$$

Nous recalibrons le modèle afin d'obtenir les mêmes caractéristiques que le modèle de référence, à savoir un taux de chômage de 12% et 60% d'emplois à productivité élevée. Les résultats des simulations sont présentés en annexe par les graphiques 4.22, 4.23 et 4.24.

En utilisant le critère utilitariste, le système d'assurance chômage optimal est caractérisé par un ratio de remplacement de 50% et une durée de versement de 33 mois contre 60% et 33 mois dans le modèle de référence sans recherche sur le tas. Ce résultat s'explique par le fait qu'une partie des agents obtenant un emploi à productivité élevée sont des employés de type 2 dont l'effort ne dépend pas du niveau d'allocation. En fait, les chômeurs anticipent la possibilité de rechercher un emploi à productivité élevée tout en étant employés bas. Dans un premier temps, ils privilégient donc la recherche d'un emploi à productivité faible afin de sortir rapidement du chômage. Puis, dès qu'ils ont retrouvé un emploi, ils tentent d'obtenir une meilleure rémunération. Cette stratégie réduit l'effet de l'assurance chômage sur la composition de l'emploi et prolonge la durée moyenne nécessaire pour l'obtention d'un emploi haut.

Les résultats sont plus nets avec le critère maximin. En effet, en utilisant ce critère, on observe une inversion nette de la courbe pour des ratios de remplacement et des durées de versement élevés. Ce n'était pas le cas dans le modèle sans recherche sur le tas. Ici, le système optimal est caractérisé par un

ratio de remplacement de 100% et une durée de versement de 24 mois contre 100% et 33 mois dans le modèle de référence. Dans les simulations sans recherche sur le tas, une augmentation de la générosité des indemnités entraînait une hausse du chômage qui était compensée par une amélioration de la qualité des emplois. A présent, l'effet positif sur le taux de chômage existe toujours, mais l'effet composition est moins significatif. Par conséquent, le bien-être des chômeurs chute. Ainsi, lorsque la recherche sur le tas est possible, les chômeurs recherchent en priorité des emplois de mauvaise qualité, puis cherchent un meilleur emploi par la suite. L'assurance chômage optimale s'avère donc légèrement moins généreuse quel que soit le critère de bien-être retenu.

4.7 Conclusion

En Europe, les réformes du fonctionnement du marché du travail sont au coeur de la lutte contre le chômage. Les modifications récentes de la législation concernant le régime d'assurance chômage rentrent dans cette problématique. L'objectif de ce chapitre était d'étudier les interdépendances entre les différents instruments de politique économique que sont le montant de l'assurance chômage, la durée de versement et la durée de cotisation en présence d'épargne de précaution. Pour cela, nous utilisons un modèle de recherche d'emploi avec accumulation de capital et effort de recherche endogène.

Nous montrons qu'une réduction de la durée de versement ou du ratio de remplacement incite les ménages à accroître leur effort de recherche et à se constituer un stock d'actifs financiers plus élevé. Ce stock d'actifs permet aux individus de se protéger contre les risques de chômage, mais aussi à rechercher un emploi à productivité élevée. En effet, lorsque l'assurance chômage est faible les individus souhaitent sortir du chômage rapidement. Ils concentrent alors leur recherche sur des emplois faciles à trouver, mais faiblement rémunérés. S'ils souhaitent prendre le temps de rechercher un emploi à productivité élevée, ils doivent se constituer un stock d'actifs pour financer leur période de chômage.

En termes de bien-être, notre modèle suggère que les individus préfèrent bénéficier d'une assurance chômage caractérisée par un ratio de remplacement modeste et une durée de versement longue. Ce phénomène s'explique par la diminution du stock d'épargne au cours de la période de chômage non éligible. Les employés récemment licenciés arrivent au chômage avec un stock d'épargne élevé. En présence d'une durée de versement limitée, ils conservent ou consolident ce stock pendant leur période de chômage éligible. Puis, durant leur période de chômage non éligible, ils désépargnent afin de lisser leur consommation. Il apparaît que les agents souffrant le plus du chômage sont les chômeurs de longue durée qui ont épuisé leur stock d'actifs. Une augmentation de la durée de versement permet à ces chômeurs de ne pas perdre leur droit à l'assurance chômage alors que la réduction du ratio de remplacement ne pénalise que faiblement les chômeurs éligibles qui peuvent puiser dans leur épargne. De même, la durée de cotisation doit être courte afin de ne pas exclure de l'assurance chômage les individus n'ayant pas eu le temps d'accumuler suffisamment d'actifs pour s'auto-assurer.

Ces résultats sont robustes aux différents tests de sensibilité que nous avons proposé. On peut cependant souligner qu'une hausse du taux d'intérêt ou bien l'introduction de recherche sur le tas nous conduit à revoir à la baisse la générosité de l'assurance chômage optimale. En effet, pour un taux d'intérêt positif, l'épargne de précaution devient relativement plus intéressante que l'assurance publique pour se protéger contre les risques de chômage ce qui réduit le ratio de remplacement optimal. De même, si les employés bas peuvent rechercher un emploi à productivité élevée, la caisse d'assurance chômage prend moins en compte l'effet des allocations sur la composition de l'emploi. Pour terminer, nous avons vu dans nos tests de sensibilité qu'une augmentation du ratio de remplacement des chômeurs de type 2 se traduisait par une légère diminution du taux de chômage. En effet, lorsque les chômeurs recherchent un emploi, ils prennent en compte d'une part la rémunération de cet emploi et d'autre part le montant des allocations auquel donne droit cet emploi. Dans ces conditions, une hausse du ratio de remplacement des emplois de type 2 encourage les chômeurs à réorienter leur effort de recherche vers ces emplois. Cela implique une baisse du taux de chômage dans le mesure où ces emplois sont plus faciles à trouver. Dans ce chapitre, nous nous

sommes uniquement intéressés à l'effet de la durée de cotisation et de la durée de versement sur le retour à l'emploi. Il existe cependant d'autres instruments pour inciter à la reprise d'emploi. Ainsi, le PARE prévoit un meilleur contrôle des chômeurs en contrepartie d'une dégressivité moindre. Nous allons nous intéresser aux contrôles et aux sanctions dans le chapitre suivant.

4.8 Annexes

FIG. 4.13 – Taux de chômage, durée d'indemnisation et ratio de remplacement pour $r=0.5\%$

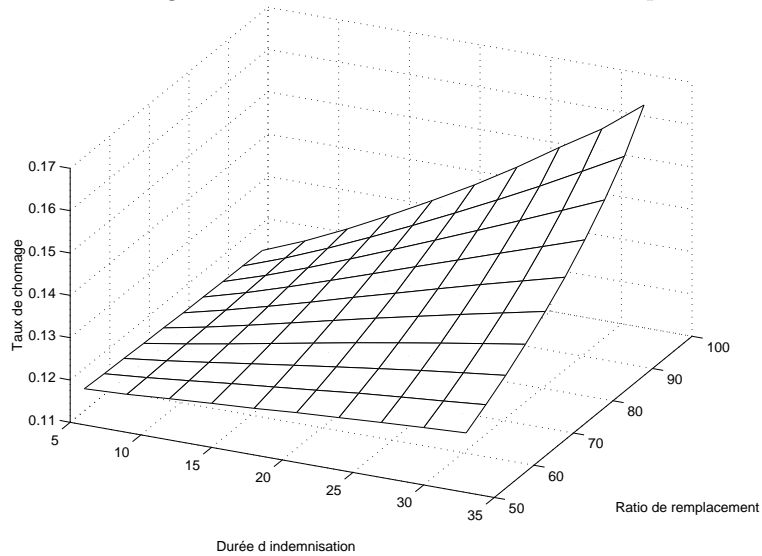


FIG. 4.14 – Critère utilitariste, durée d'indemnisation et ratio de remplacement pour $r=0.5\%$

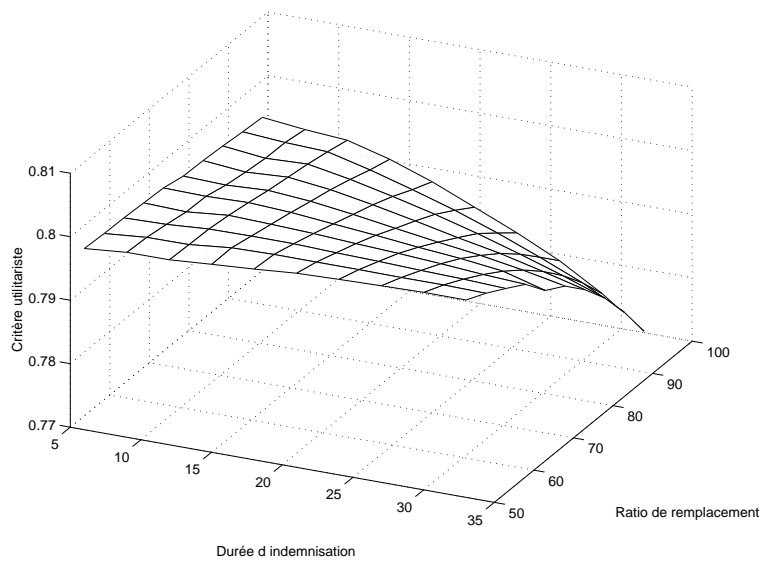


FIG. 4.15 – Critère maximin, durée d'indemnisation et ratio de remplacement pour $r=0.5\%$

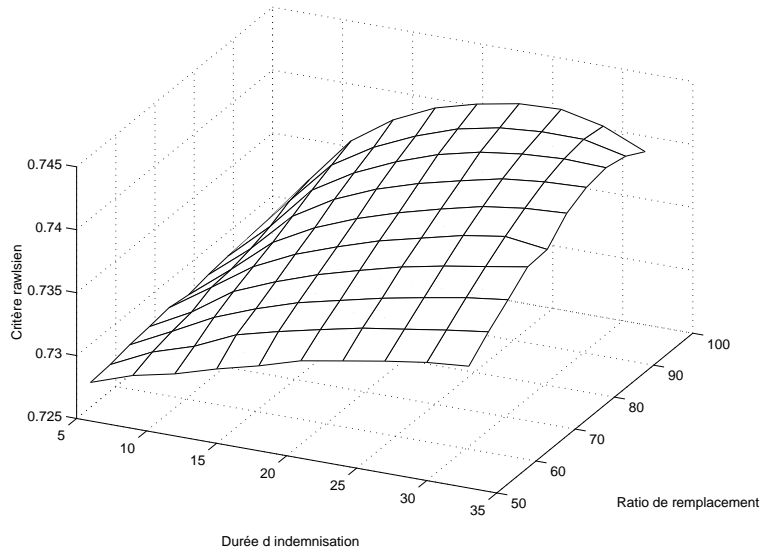


FIG. 4.16 – Taux de chômage, durée d'indemnisation et minima sociaux

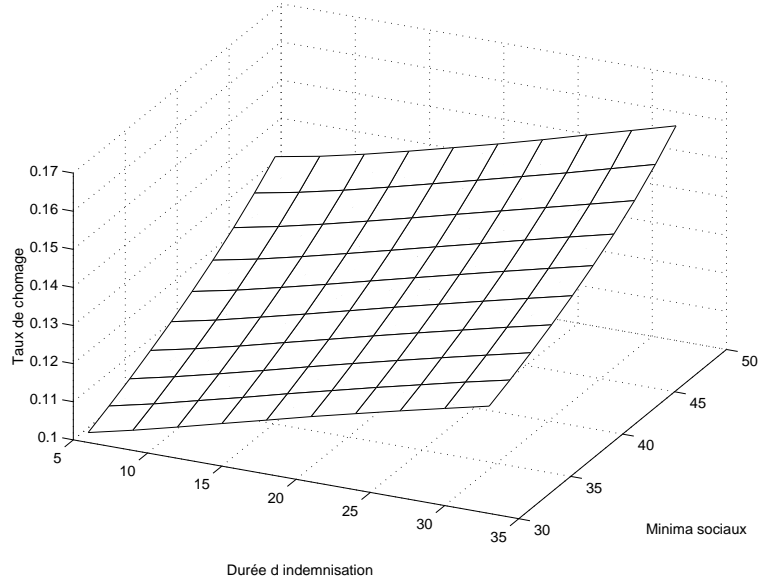


FIG. 4.17 – Critère utilitariste, durée d'indemnisation et minima sociaux

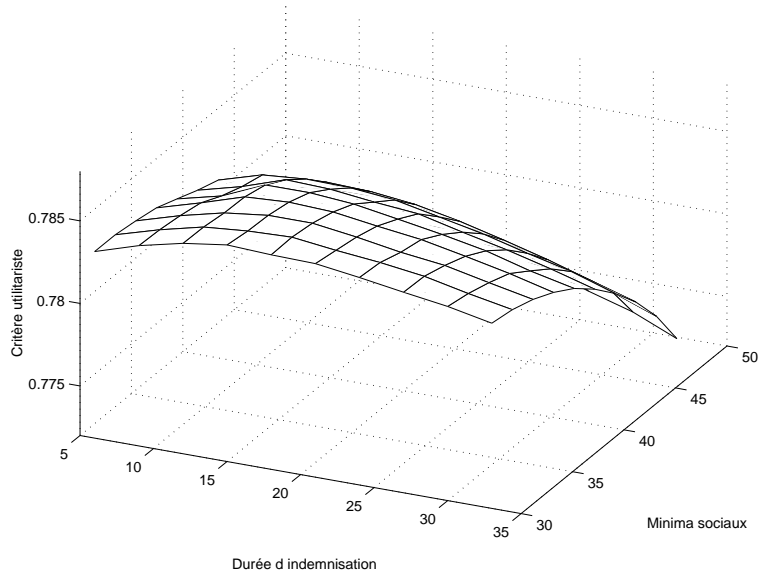


FIG. 4.18 – Critère maximin, durée d'indemnisation et minima sociaux

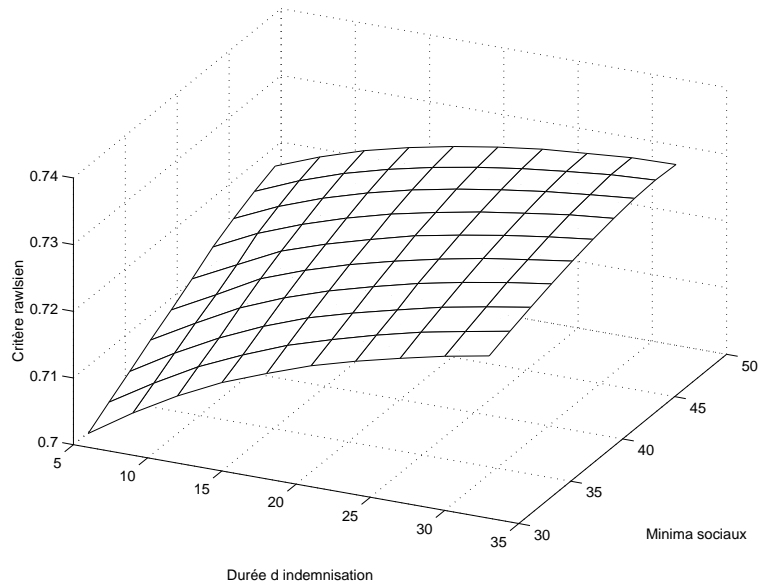


FIG. 4.19 – Taux de chômage, minima sociaux et ratio de remplacement

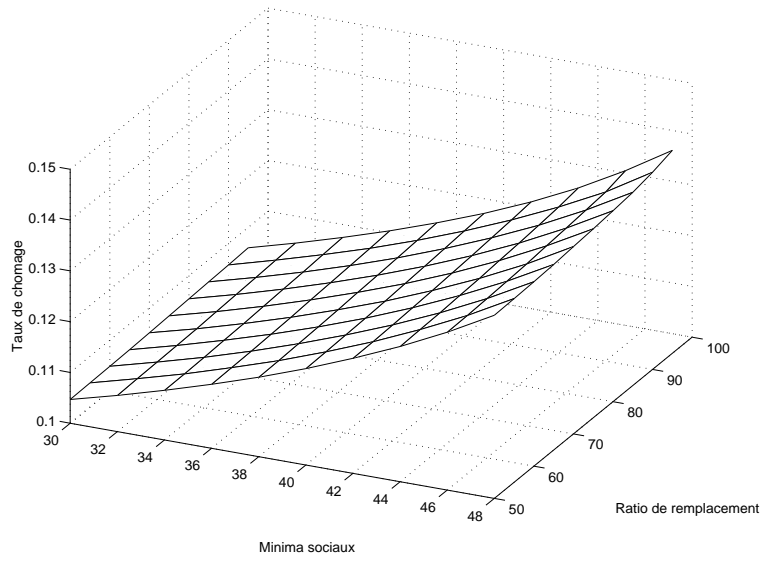


FIG. 4.20 – Critère utilitariste, minima sociaux et ratio de remplacement

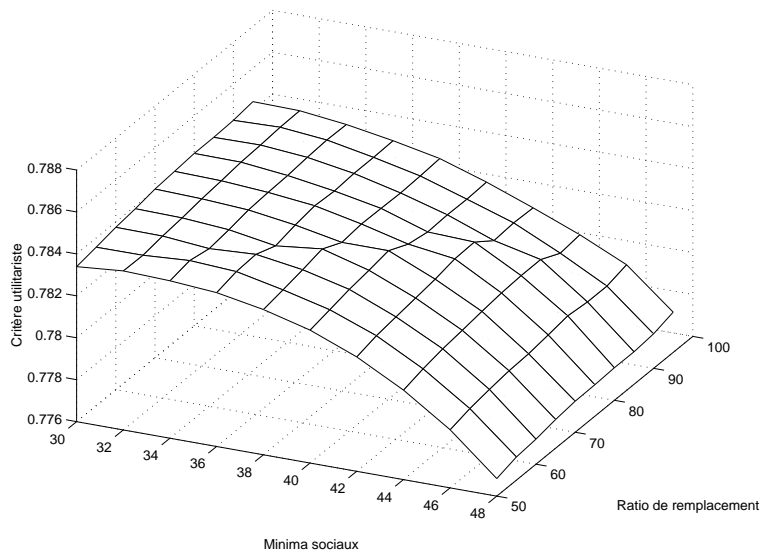


FIG. 4.21 – Critère maximin, minima sociaux et ratio de remplacement

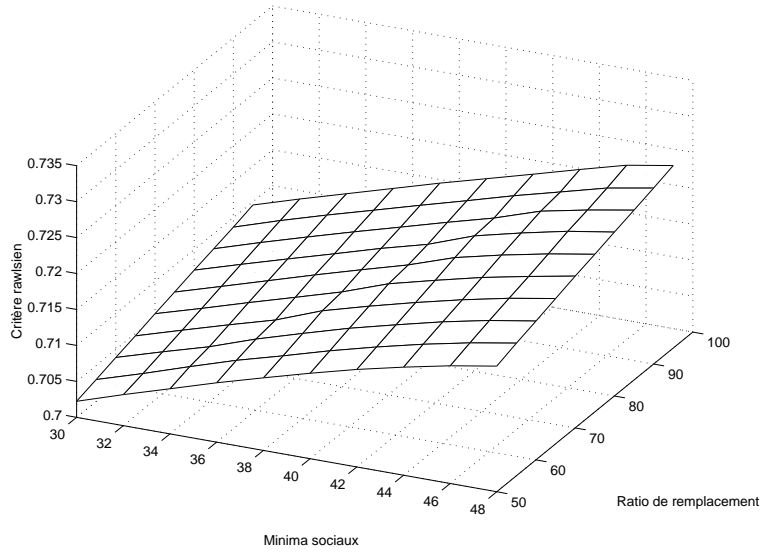


FIG. 4.22 – Taux de chômage, durée d'indemnisation et ratio de remplacement avec recherche sur le tas

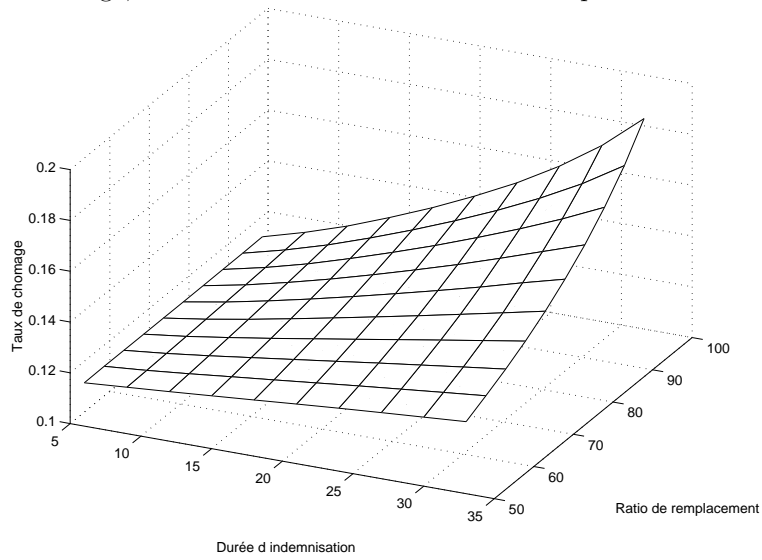


FIG. 4.23 – Critère utilitariste, durée d'indemnisation et ratio de remplacement avec recherche sur le tas

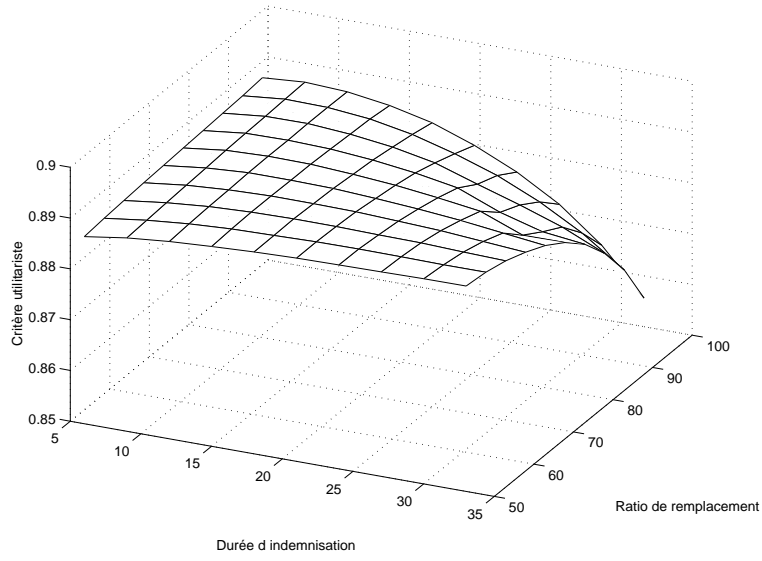


FIG. 4.24 – Critère maximin, durée d'indemnisation et ratio de remplacement avec recherche sur le tas

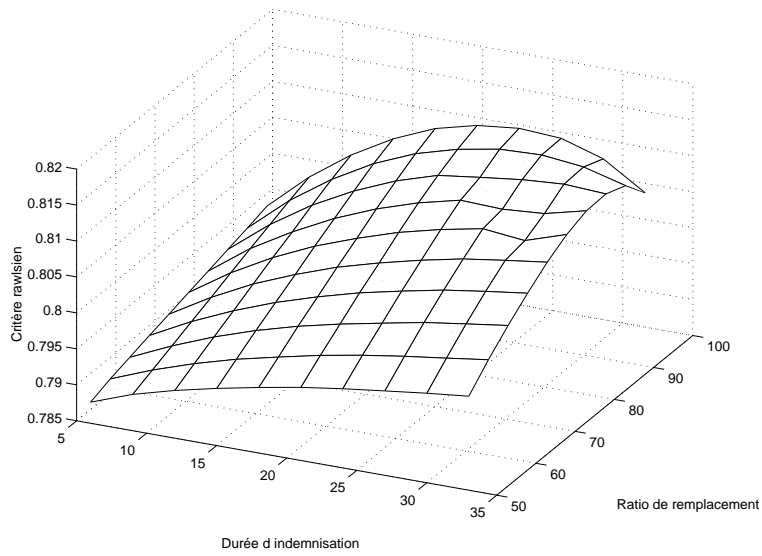
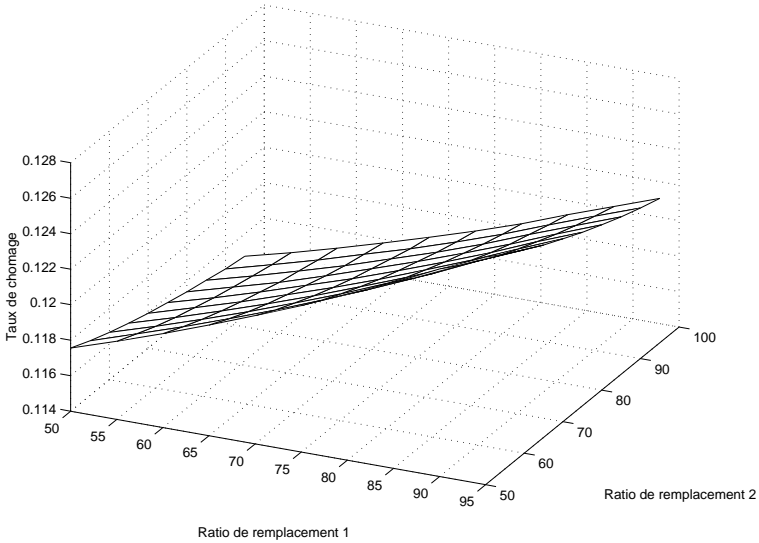


FIG. 4.25 – Taux de chômage et ratios de remplacement différenciés



Chapitre 5

Contrôles et sanctions

5.1 Introduction

L'objet de ce chapitre est d'étudier les effets du contrôle et des sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés sur le bien-être et le chômage d'équilibre. De nombreux travaux ont montré les effets bénéfiques de l'assurance chômage. Elle permet en particulier de protéger les individus contre des risques de fluctuations de la consommation et améliore l'appariement entre employés et firmes (voir par exemple Gruber (1997), Marimon, R. et Zilibotti, F. (1999)). Cependant, les systèmes d'indemnisation du chômage présentent également des effets désincitatifs sur la reprise d'emploi.

Dans la théorie de la recherche d'emploi (Mortensen (1986)), les allocations de chômage contribuent à l'accroissement du salaire de réservation et à la diminution de l'effort de recherche. Il s'ensuit un allongement des durées de chômage. Plusieurs études empiriques confirment ce phénomène en précisant cependant qu'il reste de faible ampleur¹. Afin de limiter ces effets néfastes, les institutions chargées d'administrer le système des allocations chômage ont à leur disposition plusieurs instruments. La mesure la plus fréquente consiste à limiter la durée de versement et à réserver l'accès à l'assurance chômage aux individus ayant suffisamment cotisé. Les pouvoirs publics peuvent également contrôler le comportement des chômeurs et mettre en place des mécanismes de sanction. Dans ce cas, le demandeur d'emploi peut voir ses droits à une indemnité suspendus temporairement ou définitivement. Les comportements susceptibles d'entraîner une sanction sont une absence injustifiée à une convocation ou à une réunion d'information, un refus d'offre d'emploi ou de formation, ou encore un effort de recherche insuffisant. Ces dernières années, de nombreux pays de l'OCDE ont développé le contrôle et les sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés. Grubb (2000) présente l'ensemble de ces politiques de contrôle pour les pays de l'OCDE (voir le tableau 5.1).

| Pays | Refus d'un emploi | Refus d'un programme actif pour le travail | Absence de preuves de recherche d'emploi | Infractions administratives |
|---------------------------|-------------------|--|--|-----------------------------|
| Allemagne Juillet 1997 | 0.64 | 0.50 | - | - |
| Australie Juillet 1997 | 0.33 | 1.82 | 1.15 | 11.41 |
| Belgique 1997 | 0.02 | 0.76 | - | 3.42 |
| Danemark 1997 | 0.57 | 1.55 | - | 2.18 |
| Etats-Unis 1998 | 1.90 | - | 33.46 | 21.62 |
| Finlande 1997 | 2.69 | 7.50 | - | - |
| Norvège 1998 | 5.01 | 2.31 | - | 3.52 |
| Royaume-Uni 1997-1998 | 1.23 | 2.21 | 2.08 | 4.78 |
| Suisse 1996 | 13.23 | - | 25.26 | - |

Source : Grubb(2000), Tableau 2, p158

TAB. 5.1 – Sanctions liées au comportement durant la période d'indemnisation - (Pourcentage de sanctions annuelles dans le volume moyen des demandes d'indemnisation)

En France, depuis le 1er juillet 2001, le Plan d'Aide au Retour à l'Emploi prévoit la suspension de la dégressivité de l'allocation de chômage. En échange, le demandeur d'emploi élabore avec l'ANPE un Plan d'Action Personnalisée par lequel il s'engage à ne pas refuser d'emploi ou à suivre une formation et à se présenter aux convocations semestrielles de l'ANPE. Le PAP définit le type d'emploi correspondant à la qualification du chômeur et les moyens mis en oeuvre pour retrouver un emploi. Les partenaires sociaux

¹Voir par exemple Atkinson, A. B. et Micklewright, J. (1991), Meyer (1990) et Joutard, X. et Ruggiero, M. (1996)

espéraient ainsi mieux protéger les employés contre les risques de chômage sans pour autant accroître la durée des épisodes de chômage et les dépenses associées à l'indemnisation du chômage. Cependant, depuis 2001, le nombre de chômeurs sanctionnés en France pour un refus d'emploi est resté relativement faible par rapport aux autres pays de l'OCDE et il existerait environ 500 000 offres d'emploi non pourvues selon les pouvoirs publics. C'est la raison pour laquelle, le dispositif des sanctions a été renforcé depuis le 1^{er} janvier 2006. A présent, les demandeurs d'emploi refusant une offre convenable voient leurs allocations réduites de 20%, puis de 50% après le second refus. S'ils refusent un troisième emploi, les droits aux indemnités sont alors supprimés. Une proposition d'embauche est jugée convenable si elle rentre dans le cadre du "projet personnalisé d'accès à l'emploi" qui prend en compte la formation du chômeur, sa situation familiale, ainsi que la mobilité et la situation locale du marché du travail. Cependant, l'ANPE peut proposer des offres d'embauche éloignées de la cible initiale après 6 mois d'inscription au chômage.

L'instauration de mécanismes de contrôle pose de nombreuses questions.

Pour commencer, le contrôle implique l'observation du comportement des chômeurs. Les agences pour l'emploi centralisent de nombreuses propositions d'embauche ce qui leur permet d'observer les refus et l'effort de recherche. De ce point de vue, il est nécessaire de préciser ce qu'on entend par effort de recherche. Le fait que les agences centralisent une part importante des offres ne signifie pas pour autant que les chômeurs n'ont aucun effort à fournir pour obtenir des propositions d'embauche. En effet, les agences mettent à disposition des chômeurs une information concernant les postes vacants. Dans le meilleur des cas, l'agence peut signaler un poste vacant à un chômeur, mais en général, c'est à celui-ci de savoir utiliser cette information. Quoi qu'il en soit, les agences se contentent de fournir une information sur les postes vacants. Dans une économie de marché, elles ne font jamais de propositions d'embauche. Seuls les entreprises peuvent décider de transformer un poste vacant en proposition d'embauche. Mais pour cela, les chômeurs doivent toujours fournir un effort de recherche (envoyer son CV et sa candidature, se déplacer, etc...) envers les entreprises. C'est à cette condition qu'ils recevront une proposition d'embauche qu'ils pourront accepter ou refuser.

Dans un tel contexte, le contrôle de l'effort de recherche s'effectue en exigeant des chômeurs les preuves de leur recherche d'emploi. En d'autres termes, ils doivent fournir CV, lettres de candidature et parfois, comme c'est le cas en France, des attestations signées par les entreprises. Le fait que les agences pour l'emploi utilisent ce type d'attestation montre qu'elles font la distinction entre le signalement d'un poste vacant, une proposition d'embauche et l'acceptation de cette proposition. Afin de vérifier les refus d'emploi, les agences ont recours à des recoupements. En effet, un individu ayant de nombreuses attestations reste au chômage si les entreprises ne lui font jamais une proposition ou s'il refuse fréquemment des offres.

Compte tenu de ce que nous venons de voir, il est à présent plus facile de saisir la différence entre le contrôle de l'effort de recherche et le contrôle des refus. Dans tous les cas, l'objectif reste le même : améliorer le taux de retour à l'emploi. Cependant, les mécanismes économiques sont différents.

Pour accroître le contrôle de l'effort de recherche, l'agence pour l'emploi doit exiger un nombre plus élevé de preuves (attestations). Les chômeurs sont donc amenés à faire plus de démarches envers les firmes ce qui accroît les chances de recevoir des propositions d'embauche. Cependant, les chômeurs ne sont pas tenus d'accepter ces propositions. Ils ont donc tendance à rechercher des attestations plutôt qu'un emploi. L'effet sur le bien-être n'est donc pas nécessairement positif.

Pour améliorer le contrôle des refus, l'agence sanctionnera plus fréquemment les chômeurs restant au chômage alors qu'ils reçoivent des propositions d'embauche. L'objectif est de les inciter à être moins sélectifs. Dans ce cas, les chômeurs peuvent réduire leurs efforts envers les entreprises afin de ne pas obtenir de propositions qu'ils devraient refuser. Autrement dit, contrairement à ce qui se passe avec le contrôle de l'effort, ils peuvent faire en sorte de limiter le nombre d'attestations.

L'instauration du PARE a pour objectif de (i) mieux couvrir les chômeurs et de (ii) les inciter à reprendre un emploi en améliorant leur suivi. Cependant, contrairement à la dégressivité, les chômeurs ont la possibilité de contourner les mécanismes de contrôle. On peut donc se demander si les sanctions

peuvent véritablement remplacer la dégressivité? Par ailleurs, les gouvernements mettent l'accent sur le contrôle des refus. Dans ce chapitre, nous tenterons de savoir s'il est possible d'introduire le contrôle des refus en négligeant celui de l'effort. Enfin, un des arguments avancés contre le PARE insiste sur les conséquences en matière de qualité des emplois. En effet, si les sanctions améliorent le taux de sortie du chômage, cela se fait en incitant les chômeurs à accepter des emplois moins rémunérés. La baisse des salaires qui en découle peut alors annuler les effets positifs de la baisse du chômage. Il revient alors aux pouvoirs publics de déterminer ce qu'ils attendent de l'introduction des contrôles.

Dans ce chapitre, nous utilisons un modèle de recherche d'emploi pour étudier les implications des sanctions sur le taux de chômage d'équilibre et le bien-être. La littérature sur les sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés est encore récente. Abbring, J.H., Van Den Berg, G.J, et Van Ours, J.C. (2000) proposent un modèle de recherche d'emploi qui intègre la probabilité d'être sanctionné. Celle-ci dépend du niveau de l'effort de recherche qui est endogène. Lorsque le niveau de recherche est inférieur à un seuil, le demandeur d'emploi peut voir ses indemnités réduites. Pour leur part, Lalive, R., Van Ours, J, et Zweimüller (2002) proposent un modèle incorporant la possibilité d'un contrôle imparfait de l'effort de recherche. La probabilité d'être sanctionné dépend alors de l'effort de recherche ainsi que du taux de contrôle. Ces deux contributions concluent à un effet positif du contrôle sur le taux de sortie. Boone, J., Fredrikson, P., Holmlund, B., et Van Ours, J (2001) construisent un modèle proche de Abbring, J.H., Van Den Berg, G.J, et Van Ours, J.C. (2000) en intégrant le coût du contrôle. Ils montrent que l'introduction du contrôle et des sanctions est susceptible d'améliorer le bien-être pour des valeurs raisonnables du coût de contrôle. D'autres travaux viennent cependant nuancer les résultats précédents. Van den Berg, G.J. et Van der Klaauw, B. (2001) proposent un modèle dans lequel il existe deux moyens pour rechercher un emploi : la recherche via l'agence pour l'emploi et la recherche informelle. Ils montrent que l'introduction du contrôle incite les chômeurs à utiliser le premier moyen de recherche bien qu'il soit moins efficace que la recherche informelle. Ce comportement provoque une hausse du taux de chômage. Tanguy, S. (2003) développe un modèle dans lequel la caisse d'assurance peut contrôler l'effort de recherche ou les offres de salaire reçues par les chômeurs. Elle montre que le contrôle de l'effort a des vertus incitatives alors que le contrôle des offres ne permet pas d'améliorer la recherche d'emploi. Cependant, ce modèle n'intègre ni les conditions d'éligibilité à l'assurance chômage, ni la possibilité d'épargner pour se couvrir contre les risques d'une sanction.

Le modèle utilisé dans ce papier s'inscrit dans la lignée de celui de Boone, J., Fredrikson, P., Holmlund, B., et Van Ours, J (2001). La caisse d'assurance chômage peut contrôler l'acceptation ou le refus de propositions d'emploi ainsi que le niveau d'effort de recherche. Cependant, notre modèle diffère sur plusieurs points de la littérature existante. En particulier, la durée de versement des indemnités est limitée et les chômeurs ne sont éligibles à l'assurance chômage qu'à condition d'avoir suffisamment cotisé. L'effet de l'introduction du contrôle et des sanctions dépend alors de ces conditions d'éligibilité qui limitent les vertus assurantielles du système d'aide aux chômeurs. Enfin, nous proposons une extension en introduisant l'accès au marché financier. Nous évaluons la robustesse des résultats lorsqu'une assurance privée peut se substituer à la mutualisation des risques via les caisses d'assurance chômage. L'article se décompose de la manière suivante : dans la deuxième section nous présentons le comportement des travailleurs et la modélisation du régime d'assurance chômage. La troisième section expose la calibration sur données françaises. La quatrième section est consacrée à la présentation des résultats. Nous introduisons les comportements d'épargne dans la section cinq et la sixième section conclut.

5.2 Présentation du modèle

5.2.1 Les préférences des agents

Nous développons un modèle dynamique de recherche d'emploi avec contrôle de l'effort de recherche et des refus d'emploi. Chaque travailleur a une durée de vie infinie et maximise son espérance d'utilité

intertemporelle qui s'écrit :

$$E_o \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(c_t) - d(h_t)]$$

où β est le facteur d'escompte psychologique, $u(\cdot)$ est l'utilité instantanée, c_t est la consommation à la date t , h_t correspond à l'effort des travailleurs ou des chômeurs et $d(\cdot)$ est la désutilité de l'effort. La fonction d'utilité est de type CRRA, croissante, deux fois différentiable et strictement concave :

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

avec σ l'aversion au risque. La désutilité de l'effort est une fonction linéaire :

$$d(h_t) = \eta h_t$$

avec η un paramètre à calibrer. En début de période, les agents choisissent leur niveau d'effort. Un effort de recherche plus intensif réduit l'utilité courante, mais accroît les chances de sortir du chômage. La probabilité d'obtenir une proposition d'emploi est :

$$\pi(h_t) = \nu(1 - e^{-h})$$

où ν un paramètre à calibrer. Cette fonction reflète la situation sur le marché du travail. Nous supposons que l'effort des travailleurs est toujours égal à 0. Par conséquent, h_t correspond seulement à l'effort de recherche des chômeurs.

Les chômeurs reçoivent des propositions de salaire tirées dans une distribution $F(w) = Prob(w_{t+1} < w)$ qui résume l'hétérogénéité des opportunités sur le marché du travail. Lorsqu'un chômeur reçoit une offre, il peut l'accepter ou la rejeter et continuer sa prospection dans l'espoir d'obtenir une meilleure offre. Nous supposons que le rejet d'un emploi ne modifie ni la distribution $F(\cdot)$, ni les autres caractéristiques du modèle. Cette hypothèse d'indépendance temporelle signifie que les chômeurs font face à la même structure d'information à chaque période. Si la proposition d'emploi est acceptée, l'agent devient employé et reçoit le salaire w tant qu'il n'est pas licencié. Par conséquent, un chômeur doit arbitrer entre accepter une proposition d'emploi ou la refuser compte tenu des coûts et des gains potentiels associés à la poursuite de la recherche d'emploi. La stratégie optimale consiste à choisir un salaire de réservation qui est le salaire à partir duquel il accepte une proposition d'emploi.

A tout moment, un agent peut être éligible ou non éligible à l'assurance chômage. Par ailleurs, un employé peut perdre son emploi avec une probabilité exogène s . Lorsqu'un employé éligible perd son emploi, il devient chômeur éligible et reçoit une indemnité chômage dont le niveau dépend de son dernier salaire :

$$b = \theta w$$

où θ représente le ratio de remplacement. Pour leur part, les chômeurs non éligibles reçoivent les minima sociaux (Allocation de Solidarité Spécifique ou Revenu Minimum d'Insertion) qu'on note z avec $z < b$. Un agent devient chômeur non éligible (i) s'il n'a pas suffisamment cotisé avant la perte de son emploi, (ii) s'il a épuisé ses droits à l'assurance chômage, ou (iii) s'il est sanctionné par la caisse d'assurance chômage pour un refus d'emploi ou un effort de recherche insuffisant. L'allocation chômage est versée pendant une période limitée aux seuls individus ayant suffisamment cotisé. L'allocation est versée en moyenne pendant $\frac{1}{\rho}$ périodes, alors que les employés non éligibles doivent cotiser $\frac{1}{\gamma}$ périodes pour avoir accès à l'assurance chômage. La durée de versement et la durée de cotisation suivent un processus markovien. Ainsi, la probabilité pour un chômeur éligible de perdre ses droits est ρ et la probabilité de devenir un employé éligible vaut γ .

L'indemnisation du chômage dépend également du comportement des chômeurs. Nous supposons que la caisse d'assurance chômage peut contrôler le refus des offres d'emploi et l'effort de recherche des chômeurs éligibles. En cas de comportement répréhensible, le chômeur devient non éligible et perçoit les minima sociaux. Il ne redeviendra éligible qu'après avoir repris un emploi et cotisé pendant $\frac{1}{\gamma}$ périodes.

Le système de contrôle est le suivant. L'effort de recherche n'est pas directement observable. La caisse d'assurance chômage doit alors l'appréhender à travers le nombre de propositions d'emploi reçu par le chômeur. Elle peut en effet considérer qu'un individu ne recevant aucune proposition pendant plusieurs périodes consécutives ne fournit pas un effort suffisamment important. Nous considérons donc qu'un chômeur éligible n'ayant reçu aucune offre d'emploi est sanctionné avec une probabilité q . Le paramètre $0 \leq q \leq 1$ indique la sévérité du contrôle de l'effort de recherche. Ainsi, la probabilité d'être sanctionné pour effort de recherche insuffisant est :

$$q(1 - \pi(h_t))$$

Cette technologie de sanction est proche de celle utilisée par Boone, J., Fredrikson, P., Holmlund, B., et Van Ours, J (2001). La probabilité $\pi(h_t)$ étant une fonction croissante en h_t , il apparaît qu'une augmentation de l'effort de recherche réduit les risques d'être sanctionné. En revanche, une augmentation du paramètre q accroît les risques d'une sanction. Dans la cas extrême où $q = 1$, la caisse d'assurance chômage sanctionne tous les chômeurs n'ayant reçu aucune offre durant la dernière période. Le contrôle de l'effort de recherche et le contrôle des refus sont indépendants. Ainsi, lorsque la caisse d'assurance chômage contrôle uniquement l'effort de recherche, il est toujours possible de refuser des offres d'emploi.

Le contrôle des refus d'emploi est assuré par un mécanisme spécifique. A chaque période, un chômeur éligible refusant une proposition d'emploi a une probabilité p d'être sanctionné. Le paramètre p reflète la proportion de chômeurs éligibles contrôlés ainsi que la capacité qu'a l'agence de détecter un refus. Lorsque $p = 1$, tous les refus sont sanctionnés. En revanche, $p = 0$ correspond au cas où aucun chômeur ne sera sanctionné pour refus d'emploi, soit parce que l'agence ne contrôle pas les refus, soit parce qu'elle est dans l'incapacité de les détecter. Ce mécanisme de contrôle a pour objectif de rendre les chômeurs éligibles moins sélectifs envers les propositions d'emploi. Intuitivement, le contrôle des refus permet de proposer une assurance chômage plus généreuse sans que cela se traduise par une augmentation du nombre de refus d'emploi. Lorsqu'un chômeur reçoit une offre de salaire w , il doit choisir entre l'accepter et la refuser. En cas d'acceptation, il devient employé éligible et reçoit le salaire w à chaque période tant qu'il ne perd pas son emploi. En revanche, en cas de refus, il peut être sanctionné avec une probabilité p . Il devient alors chômeur non éligible ce qui se traduit par une diminution des indemnités de chômage. Par ailleurs, il ne redeviendra éligible qu'après une période de cotisation au régime d'assurance chômage.

Compte tenu des mécanismes décrits ci-dessus, les espérances d'utilité inter-temporelle d'un employé éligible $W^e(w)$ et d'un employé non éligible $W^n(w)$ s'écrivent :

$$W^e(w) = u((1 - \tau)w) + \beta[sV^e(w) + (1 - s)W^e(w)]$$

$$W^n(w) = u((1 - \tau)w) + \beta[sV^n + (1 - s)(\gamma W^e(w) + (1 - \gamma)W^n)]$$

Ces expressions s'interprètent aisément. L'espérance d'utilité d'un employé éligible bénéficiant d'un salaire w est égale à l'utilité instantanée procurée par un salaire net $(1 - \tau)w$, où τ est le taux de taxe assurant le financement du régime d'assurance chômage, à laquelle on ajoute l'espérance d'utilité future. A la période suivante, l'employé éligible peut perdre son emploi avec une probabilité s et recevoir l'espérance d'utilité d'un chômeur éligible $V^e(w)$, ou bien conserver son emploi et continuer à bénéficier de l'espérance d'utilité d'un employé éligible $W^e(w)$. Dans tous les cas, l'utilité de l'agent à la période suivante est pondérée par le facteur d'escompte psychologique β . On note que l'espérance d'utilité d'un chômeur éligible dépend du salaire w que l'agent recevait avant son licenciement. Cette caractéristique s'explique par le fait que l'indemnité chômage est indexée sur le dernier salaire perçu par l'agent. Il n'en va pas de même pour les minima sociaux dont le montant est forfaitaire.

L'espérance d'utilité d'un chômeur non éligible peut s'interpréter de la même manière. Il apparaît qu'un employé non éligible peut perdre son emploi avec une probabilité s et devenir chômeur non éligible. Lorsqu'il conserve son emploi, le chômeur non éligible peut devenir éligible à l'assurance chômage avec une probabilité γ et rester employé non éligible avec une probabilité $1 - \gamma$. Qu'il soit éligible ou non,

un employé peut perdre son emploi avec une probabilité s . Les espérances d'utilités intertemporelles des chômeurs éligibles et non éligibles sont :

$$\begin{aligned}
V^e(w) &= \max_{h^e, r^e} \left\{ u(b) - \eta h^e(w) \right. \\
&\quad \left. + \beta [\pi(h^e(w)) \int_{\underline{w}}^{\bar{w}} \max\{W^e(x), V_r\} dF(x) + (1 - \pi(h^e(w))) V_p] \right\} \\
V^n &= \max_{h^n, r^n} \left\{ u(z) - \eta h^n \right. \\
&\quad \left. + \beta [\pi(h^n) \int_{\underline{w}}^{\bar{w}} \max\{W^n(x), V^n\} dF(x) + (1 - \pi(h^n)) V^n] \right\}
\end{aligned}$$

où \underline{w} est le salaire minimum de la distribution $F(\cdot)$ et \bar{w} le salaire maximum. Par ailleurs, on a :

$$V_r = pV^n + (1 - p)[(1 - \rho)V^e(w) + \rho V^n]$$

$$V_p = qV^n + (1 - q)[(1 - \rho)V^e(w) + \rho V^n]$$

Un chômeur éligible reçoit l'utilité instantanée associée au versement de son indemnité de chômage b et subit une désutilité de l'effort de recherche. A la période suivante, un chômeur éligible reçoit une proposition d'emploi tirée de la distribution de salaire $F(\cdot)$ avec une probabilité $\pi(h^e(w))$. Il doit alors choisir entre accepter l'offre et recevoir l'espérance d'un employé éligible $W^e(x)$ ou la refuser et obtenir l'espérance d'utilité V_r . L'utilité V_r reflète les conséquences possibles d'un refus. En cas de rejet de la proposition d'emploi, le chômeur éligible peut être sanctionné avec une probabilité p . Il devient alors chômeur non éligible et reçoit l'utilité V^n . Dans l'hypothèse où il n'est pas sanctionné, le chômeur éligible peut tout de même perdre son éligibilité en arrivant au terme de la durée de versement de ses indemnités. Ainsi, il arrive en fin de droits avec une probabilité ρ et devient chômeur non éligible. Dans le cas contraire, il reste chômeur éligible. Pour terminer, la probabilité pour un chômeur éligible de ne pas recevoir de proposition d'emploi est $1 - \pi(h^e(w))$. Cette absence de contact avec une entreprise peut être interprétée comme un manque d'effort de recherche et entraîner une sanction avec une probabilité q . Si le chômeur éligible n'est pas sanctionné pour effort insuffisant, il peut arriver un fin de droits avec une probabilité ρ .

L'utilité d'un chômeur non éligible V^n est plus simple à interpréter. Il perçoit l'utilité instantanée associée au versement des minima sociaux à laquelle on retranche la désutilité de l'effort de recherche. La probabilité de recevoir une offre d'emploi dépend de l'effort de recherche. S'il rejette une offre d'emploi tirée de la distribution de salaires $F(\cdot)$, il reste chômeur non éligible. Dans le cas contraire, il devient employé non éligible. Enfin, un agent ne recevant aucune offre reste chômeur non éligible.

Les chômeurs éligibles et non éligibles choisissent le niveau d'effort et le salaire de réservation qui maximisent leur espérance d'utilité inter-temporelle. Les salaires de réservation des chômeurs éligibles et non éligibles sont notés r^e et r^n et correspondent aux salaires pour lesquels les chômeurs sont indifférents entre rester au chômage et reprendre un emploi. Pour un chômeur éligible, ce salaire de réservation est donc donné par :

$$W^e(r^e(w)) = pV^n + (1 - p)[(1 - \rho)V^e(w) + \rho V^n]$$

Pour les chômeurs éligibles, l'indexation de l'indemnité de chômage sur le dernier salaire de l'agent implique que le salaire de réservation dépend également de ce dernier salaire. Ainsi, un chômeur qui percevait auparavant un salaire élevé sera plus sélectif envers les propositions d'emploi qu'il recevra. Le salaire de réservation des chômeurs non éligibles est défini par :

$$W^n(r^n) = V^n$$

Pour un salaire r^n , l'espérance d'utilité associée à la reprise d'emploi est identique à l'espérance d'utilité d'un chômeur non éligible.

Les conditions du première ordre nous donnent les expressions de l'effort de recherche optimal des chômeurs éligibles et non éligibles :

$$\begin{aligned}
h_u^e(w) &= \log \left[\frac{\beta\nu}{\eta} \left[\int_{r^e}^{\bar{w}} [W^e(x) - V^e(w)] dF(x) \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + (F(r^e)(p + (1-p)\rho) - (q + (1-q)\rho))[V^n - V^e(w)] \right] \right] \\
h^n &= \log \left[\frac{\beta\nu}{\eta} \int_{r^n}^{\bar{w}} [W^n(x) - V^n] dF(x) \right]
\end{aligned}$$

Il apparaît qu'une augmentation des indemnités b a pour conséquence d'accroître la durée moyenne du chômage pour les chômeurs éligibles. La dérivée de l'espérance d'utilité des chômeurs éligibles par rapport aux indemnités b est positive. Par conséquent, un ratio de remplacement plus élevé réduit l'effort de recherche et accroît le salaire de réservation. Il n'en va pas de même pour les chômeurs non éligibles. En effet, une augmentation de b améliore l'utilité de l'emploi éligible sans détériorer l'utilité du chômage non éligible. Par conséquent, les chômeurs non éligibles sont encouragés à reprendre un emploi plus rapidement afin de redevenir éligible à une assurance chômage plus généreuse.

Un contrôle plus strict de l'effort de recherche à travers une augmentation de la valeur du paramètre q se traduit par une augmentation de l'effort. En effet, les chômeurs ont un risque plus important d'être sanctionné lorsqu'ils n'obtiennent pas une proposition d'emploi. En cas de sanction, la perte d'utilité correspond à l'écart entre l'utilité d'un chômeur non éligible et celle d'un chômeur éligible : $V^n - V^e(w)$. Afin d'éviter cette perte d'utilité, les chômeurs éligibles tentent d'accroître leur chance d'obtenir une offre d'emploi en augmentant leur effort de recherche. L'effet d'un contrôle plus intensif des refus d'emploi est différent. Une augmentation de la valeur du paramètre p réduit la valeur de l'emploi éligible $W^e(w)$ ce qui se traduit par une diminution du salaire de réservation. Les chômeurs éligibles deviennent moins sélectifs afin d'éviter une sanction. En revanche, une hausse de p a un effet négatif sur l'effort de recherche. En effet, une augmentation de l'effort recherche accroît les chances d'obtenir une offre d'emploi et par conséquent les risques de refus d'une proposition. Un chômeur éligible qui ne reçoit pas d'offre ne sera pas sanctionné pour refus. En fin de compte, une hausse de p encourage les chômeurs à être moins sélectifs, mais réduit le niveau d'effort de recherche. Ainsi, l'effet d'un contrôle plus strict des refus sur la durée moyenne du chômage est indéterminé.

L'étude de l'expression de l'effort de recherche optimal des chômeurs éligibles nous enseigne que les effets des deux types de contrôle dépend de la durée de versement des indemnités. En effet, la probabilité de subir une perte $V^n - V^e(w)$ est :

$$F(r^e)(p + (1-p)\rho) - (q + (1-q)\rho)$$

Examinons deux cas polaires. Dans le premier cas, on suppose que la durée d'indemnisation est certaine et égale à une période. Le seconde cas correspond à une durée d'indemnisation infinie. Dans le premier cas, la probabilité d'arriver en fin de droits est $\rho = 1$. L'expression précédente s'écrit alors $-(1 - F(r^e))$. Ainsi, les paramètres p et q n'affectent plus la probabilité de perdre ses droits à l'assurance chômage. En revanche, si la durée de versement des allocations est infinie ($\rho = 0$), p et q influencent significativement l'effort de recherche. En d'autres termes, l'influence des contrôles augmente avec la durée de versement des indemnités. L'explication de ce résultat est simple. Dans un système caractérisé par une durée de versement courte, l'introduction des contrôles n'accroît que faiblement les risques de devenir un chômeur non éligible. En revanche, quand la durée de versement est longue, les contrôles augmentent significativement les risques de perdre ses droits à l'assurance chômage. Par ailleurs, une durée de versement plus longue accroît l'espérance d'utilité des chômeurs éligibles. La perte en cas de sanction est donc plus élevée.

Le contrôle de la recherche d'emploi et le contrôle des refus ne semblent pas avoir les mêmes effets. Par ailleurs, l'efficacité de ces contrôles dépend des autres instruments de politique économique notamment de la durée de versement. Afin de mieux évaluer l'impact des contrôles, nous simulons le modèle sur données

françaises. Dans ces simulations, nous considérons que le budget de la caisse d'assurance chômage reste équilibré à l'aide d'une taxe τ prélevée sur les salaires. La contrainte d'équilibre budgétaire² s'écrit :

$$\int_{\underline{w}}^{\bar{w}} \tau w E(w) dF(w) = \int_{\underline{w}}^{\bar{w}} \theta w U^e(w) dF(w) + z U^n$$

où $E(w)$ correspond au nombre d'employés éligibles recevant un salaire w , $U^e(w)$ est le nombre de chômeurs éligibles dont le dernier salaire était w et U^n est le nombre de chômeurs non éligibles.

5.3 Calibration

Nous retenons un étalonnage trimestriel. Le facteur de préférence pour le présent β est fixé à 0.985 ce qui correspond à un taux d'escompte psychologique de 6% par an. L'aversion pour le risque est de 2. Il s'agit des valeurs couramment retenues pour un étalonnage trimestriel. Dans la situation de référence, les contrôles des refus et de l'effort n'existent pas. Par conséquent, nous supposons que $p = 0$ et $q = 0$. La durée d'indemnisation et la durée de cotisation sont calibrées à partir des données de l'Unedic concernant le système d'assurance chômage français avant la mise en place du PARE. En 1999, 46.9% des chômeurs éligibles avaient cotisé 14 mois au cours des 24 derniers mois ce qui leur donnait le droit à 9 mois d'indemnisation à taux plein. Par conséquent, nous retenons une durée moyenne d'indemnisation de 3 trimestres et une durée moyenne de cotisation de 4.6 trimestres. Dans ce cas, la probabilité de perdre son droit à une indemnité vaut $\rho = \frac{1}{3}$ et la probabilité de devenir éligible est de $\gamma = 0.217$. En 2002, le ratio de remplacement pour les individus dont le salaire était de l'ordre de 1000 euros par mois était de 75%, le montant du RMI pour une personne seule était d'environ 405 euros par mois et l'Allocation de Solidarité Spécifique était de 401 euros (voir Bernard (2002)). Après normalisation du salaire à 1, nous obtenons $z=0.4$. Enfin, nous supposons que la distribution exogène des salaires suit une loi log-normale de moyenne 1 avec un écart type égal à 0.25. Cette loi est régulièrement utilisée pour représenter la distribution des salaires. Cette calibration s'inspire des travaux de (Postel-Vinay, F. et Robin, J.M. (2002)). Enfin, la durée moyenne d'un emploi est de 10 ans, soit une probabilité moyenne de séparation de 2.5% par trimestre. Cette durée moyenne des emplois est traditionnellement retenue pour l'économie française (cf Cahuc, P. et Lehmann, E. (2000)).

Nous déterminons les valeurs de η et ν en imposant un taux de chômage de 12% proche de celui des ouvriers en 2002 (Aerts, A.T. et Bigot, J.F. (2002)) et un salaire de réservation de 0.76 (760 euros) pour les chômeurs non éligibles. En effet, selon Rioux (2001), le salaire de réservation moyen des chômeurs au RMI est de l'ordre de 5.29 euros de l'heure. La proportion de chômeurs indemnisés est alors de 38.43% ce qui est proche des chiffres observés.

TAB. 5.2 – Calibration du modèle.

| β | σ | θ | z | ρ | γ | s | η | ν |
|---------|----------|----------|-----|--------|----------|-------|--------|-------|
| 0.985 | 2 | 75% | 0.4 | 0.33 | 0.217 | 0.025 | 0.75 | 0.3 |

5.4 Contrôle et sanctions : une évaluation

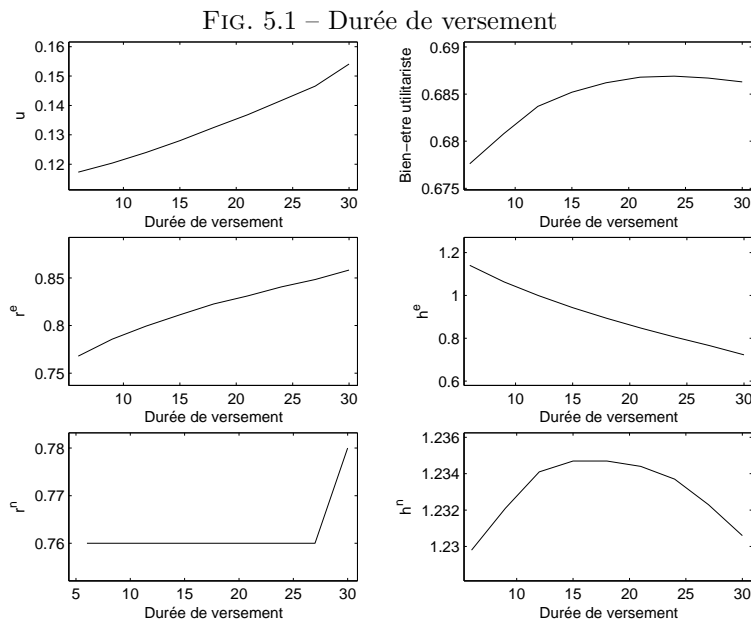
Dans cette section, nous présentons les résultats concernant l'influence du contrôle et des sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés. Le Plan d'Aide de Retour à l'Emploi prévoit un profil d'indemnisation constant et un meilleur suivi des chômeurs. Ainsi, dans le cadre du PARE, la durée de versement des

²En 2001 et 2002, les partenaires sociaux ont affecté 1.3 milliards d'euros par an à la mise en place du PARE. Cette somme était consacrée en priorité au financement des programmes favorisant le retour à l'emploi (Les aides à la mobilité géographique, les aides dégressives à l'employeur et les dispositifs de formation). Ainsi, le montant consacré à la mise en place des contrôles était négligeable par rapport aux dépenses associées au versement des allocations. C'est pourquoi nous considérons le coût des contrôles comme négligeable.

allocations est de 30 mois pour un individu comptabilisant 14 mois d'activité au cours des 24 derniers mois³. En contrepartie, le suivi des chômeurs a été renforcé. L'article 1 de la convention du premier janvier 2004 indique que "le demandeur d'emploi s'engage, dans le cadre d'un projet d'action personnalisé signé avec l'ANPE, en fonction de son degré d'autonomie en matière de recherche d'emploi, à participer à l'évaluation de ses capacités professionnelles, aux entretiens réguliers réalisés en vue d'un accompagnement personnalisé, [...] et à effectuer des actes positifs de recherche d'emploi". Avant d'examiner l'impact du contrôle sur le comportement des chômeurs éligibles, nous allons étudier l'effet d'un allongement de la durée d'indemnisation sans l'introduction d'un contrôle sur l'effort ou le refus d'emploi?

5.4.1 Durée de versement

La mise en place du PARE allonge la durée moyenne de versement des allocations qui passe de 9 à 30 mois. Les graphiques de la figure 5.1 résument les conséquences d'une variation de la durée de versement des indemnités lorsqu'il n'existe aucun système de contrôle et de sanctions. Pour les chômeurs éligibles, ces graphiques présentent l'effort de recherche moyen et le salaire de réservation moyen. En effet, l'allocation de chômage étant indexée sur le dernier salaire, il existe plusieurs niveaux d'effort et plusieurs salaires de réservation pour les chômeurs éligibles. Ainsi, le salaire de réservation d'un chômeur éligible est d'autant plus élevé que son dernier salaire était important. De même, les individus qui étaient les mieux payés ont un effort de recherche plus faible. Ces individus, qui bénéficient d'une meilleure protection contre le chômage, se montrent plus sélectifs envers les propositions d'emploi que les autres chômeurs. Pour des raisons de lisibilité, les graphiques de la figure 5.1 n'exposent que l'effort de recherche moyen et le salaire de réservation moyen des chômeurs éligibles.



L'allongement de la durée de versement se traduit par une diminution de l'effort de recherche des chômeurs éligibles et une hausse du salaire de réservation. Une diminution de la valeur du paramètre ρ implique une hausse de l'espérance d'utilité inter-temporelle des chômeurs éligibles qui bénéficient des indemnités de chômage pendant une période plus longue. Les chômeurs éligibles refusent alors plus fréquemment les offres d'emploi qu'ils reçoivent. Par ailleurs, une durée de versement plus longue réduit les gains associés à la reprise d'un emploi. En effet, $W^e(x) - V^w$ diminue incitant les chômeurs à réduire leur effort de recherche ce qui réduit la probabilité d'obtenir une proposition d'emploi. Les chômeurs éligibles recherchent moins et deviennent plus sélectifs. Par conséquent, la durée moyenne du chômage

³cf Notice DAJ 265 Assedic, Protection en France des personnes involontairement privées d'emploi, Janvier 2004

augmente avec le durée d'indemnisation. Il s'agit d'un résultat classique de la théorie de la recherche d'emploi. On observe donc une augmentation du taux de chômage de 11.73% à 15.40% lorsque la durée de versement des indemnités passe de 6 mois à 30 mois.

Les simulations mettent également en évidence la complexité de la réaction des chômeurs non éligibles. Pour ces derniers, un allongement de la durée de versement a un effet ambigu sur l'effort de recherche et élève le salaire de réservation. Une diminution du paramètre ρ n'a pas d'effet direct sur l'espérance d'utilité inter-temporelle des chômeurs non éligibles. En revanche, la valeur de l'emploi éligible est affectée positivement par une meilleure indemnisation du chômage. En effet, les employés intègrent dans leur utilité le fait qu'ils seront mieux protégés en cas de perte de leur emploi. L'éligibilité devient alors un statut plus attrayant. Par conséquent, les chômeurs non éligibles souhaitent trouver un emploi plus rapidement afin de redevenir éligibles. Ce résultat de la théorie de la recherche d'emploi est connu sous le nom d'effet d'éligibilité. Ainsi, l'allongement de la durée de versement incite les chômeurs non éligibles à réduire leur salaire de réservation et à augmenter leur effort de recherche. Cependant, dans le modèle présenté ici, un autre mécanisme vient compenser l'effet d'éligibilité. En effet, nous supposons qu'il existe une taxe endogène sur les salaires assurant l'équilibre financier de la caisse d'assurance chômage⁴. Dans la mesure où une augmentation de la durée de versement accroît le nombre de chômeurs éligibles, la caisse d'assurance chômage est dans l'obligation d'augmenter la taxe sur les salaires. Il s'ensuit une dégradation de la situation des employés éligibles et non éligibles. Dans ce cas, la reprise d'un emploi est moins attrayante ce qui se traduit par une baisse de l'effort de recherche. Sur les graphiques de la figure 5.1, il apparaît que cet effet domine l'effet d'éligibilité pour une durée d'indemnisation supérieure à 18 mois. Il apparaît également que l'effort de recherche des chômeurs éligibles est toujours inférieur à celui des non éligibles. De même, le salaire de réservation des éligibles est toujours supérieur à celui des chômeurs non éligibles. Ceci est dû au fait que $b > z$.

Quel est l'effet sur le bien-être d'un allongement de la durée de versement des allocations de chômage ? Pour le savoir, nous retenons comme critère du bien-être l'espérance d'utilité d'un agent dans cette économie. En d'autres termes, nous utilisons un critère de bien-être utilitariste exprimé en équivalent certain de consommation. L'allongement de la durée de versement des indemnités a un effet ambigu sur le bien-être. D'un côté, elle contribue à l'amélioration de la protection des chômeurs éligibles contre les risques de chômage, mais de l'autre, elle est responsable de l'augmentation des taxes et du nombre de chômeurs. La simulation de notre modèle indique que la durée optimale de versement des allocations est d'environ 21 mois pour un ratio de remplacement de 75% et une durée de cotisation de 14 mois. Au-delà, l'amélioration de la protection des chômeurs éligibles ne permet pas de compenser les pertes de bien-être dues à l'augmentation du nombre de chômeurs.

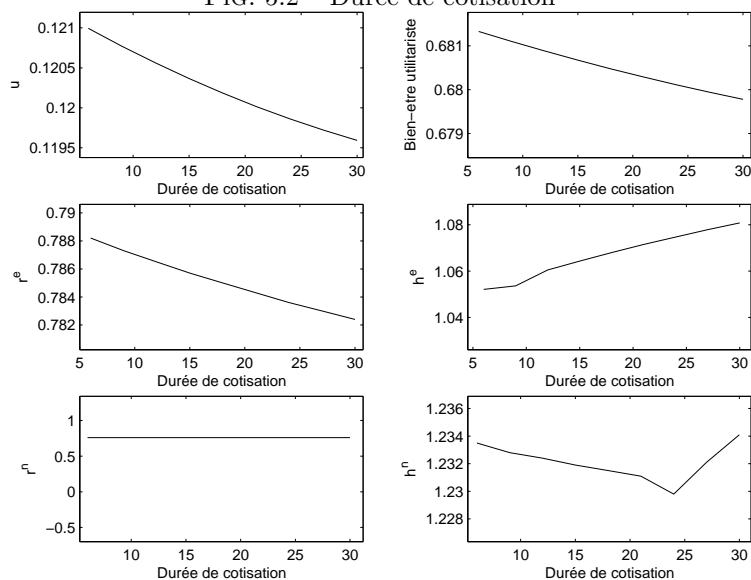
5.4.2 Durée de cotisation

Pour encourager la recherche d'emploi, la caisse d'assurance chômage peut conditionner le versement des indemnités à une période minimum de cotisation. En effet, lorsqu'il est plus difficile d'obtenir l'éligibilité, les chômeurs éligibles réalisent un effort de recherche plus élevé afin de sortir du chômage avant de devenir des chômeurs non éligibles. Les effets d'une variation de la période de cotisation sont résumés dans les graphiques de la figure 5.2.

Nous constatons qu'un allongement de la durée de cotisation conduit à une baisse du salaire de réservation et une hausse de l'effort de recherche. Une diminution de la valeur du paramètre γ réduit l'espérance d'utilité inter-temporelle des employés non éligibles et indirectement celle des chômeurs non éligibles. Les chômeurs éligibles redoutent alors une perte de leur éligibilité. Par conséquent, ils revoient

⁴Cette hypothèse peut paraître excessive. Dans les faits, le budget des caisses d'assurance chômage n'est que rarement équilibré. Par ailleurs, notre modèle étant calibré pour les travailleurs les moins qualifiés, cette hypothèse revient à négliger la possibilité du financement des indemnités des non qualifiés par les qualifiés. Cependant, cette approche permet de ne pas introduire une source de financement non expliquée par le modèle ce qui viendrait biaiser les comparaisons de bien-être. C'est également pour cette raison que nous supposons que les variations des coûts associés au régime d'assurance chômage sont entièrement et uniquement répercutées sur les travailleurs, c'est à dire sur les salaires nets.

FIG. 5.2 – Durée de cotisation



leur salaire de réservation à la baisse et augmentent leur effort de recherche. De cette manière, ils peuvent sortir du chômage plus rapidement et conserver leur éligibilité. Le taux chômage baisse de 12.10% à 11.96% lorsque la durée de cotisation passe de 6 mois à 30 mois. Ainsi, l'effet d'une variation de la durée de cotisation sur le chômage reste modeste comparé à celui d'une variation de la durée de versement. Ce résultat s'explique par la faiblesse de la durée de cotisation relativement à la durée moyenne d'un emploi qui est de 10 ans.

Pour les chômeurs non éligibles, un allongement de la durée de cotisation éloigne la perspective de l'acquisition du statut de chômeur éligible. L'emploi devient donc moins attrayant pour les chômeurs non éligibles. Ces derniers réduisent alors leur effort de recherche. Cependant, la réduction du taux de chômage permet également de réduire les taxes sur les salaires. Ainsi, pour une durée de cotisation supérieure à deux ans, l'espérance d'utilité des employés non éligibles augmente ce qui se traduit par une hausse de l'effort de recherche. Les effets d'une variation de la durée de cotisation sont faibles. Pour les chômeurs non éligibles, le salaire de réservation est toujours égal à 0.76 pour une durée de cotisation allant de 6 mois à 30 mois. Malgré une légère baisse du chômage, l'allongement de la durée de cotisation n'améliore pas le bien-être utilitariste. La baisse mécanique du nombre des chômeurs éligibles et la détérioration du bien-être des individus non éligibles en sont à l'origine.

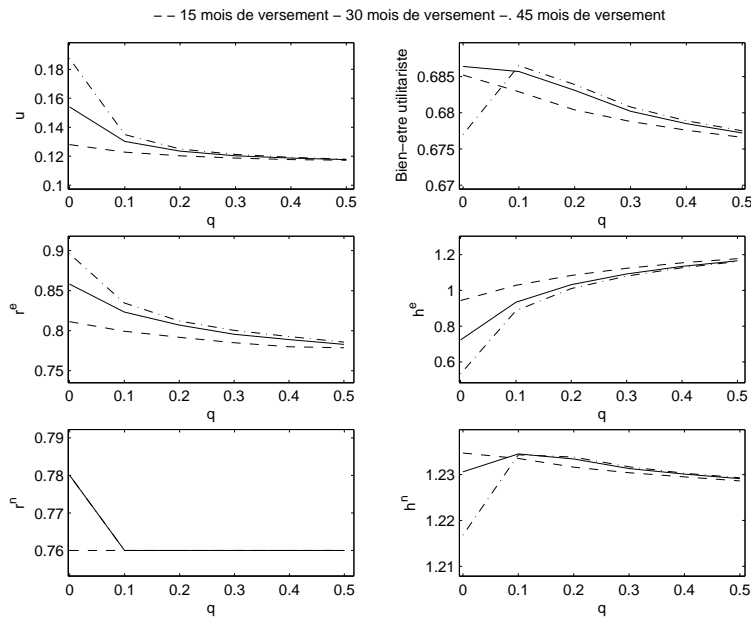
5.4.3 Contrôle de l'effort de recherche

Nous pouvons à présent analyser l'impact de l'introduction d'un contrôle de l'effort de recherche. Pour cela, nous conservons une durée de cotisation de 14 mois et un ratio de remplacement égal à 75%. Les graphiques de la figure 5.3 présentent les résultats pour une valeur du paramètre q variant de 0 à 0.5. Les simulations sont réalisées pour 3 profils d'indemnisation différents : 15 mois de versement, 30 mois de versement et 45 mois de versement.

Une augmentation du paramètre q s'accompagne d'une réduction du salaire de réservation moyen des chômeurs éligibles et d'une augmentation de leur niveau d'effort de recherche. Une hausse de q signifie que les chômeurs éligibles n'ayant reçu aucune offre ont plus de risques d'être sanctionné par la caisse d'assurance. Dans ce cas, l'absence d'une proposition d'emploi a plus de risque d'être interprétée comme la preuve d'une insuffisance d'effort de recherche. Un contrôle plus strict de l'effort de recherche réduit l'espérance d'utilité inter-temporelle des chômeurs éligibles. Ainsi, $W^e(x) - V^e(w)$ augmente ce qui se

traduit par une hausse de l'effort de recherche. De même, la baisse de la valeur du chômage encourage les chômeurs éligibles à être moins sélectifs. Le salaire de réservation diminue. En définitive, un contrôle plus strict de l'effort de recherche améliore le taux de sortie du chômage. Afin d'éviter une sanction, les chômeurs éligibles tentent d'obtenir un nombre plus important d'offres d'emploi. Une hausse de l'effort de recherche permet aux chômeurs de rester éligibles plus longtemps. Toutefois, l'incidence de l'introduction du contrôle de l'effort sur le taux chômage dépend de la durée de versement des indemnités. Pour une durée de versement de 30 mois (en trait plein), le taux de chômage chute de 15.41% à 11.77% lorsque q varie de 0 à 0.5, alors que pour une durée de versement de 15 mois le taux de chômage passe de 12.80% à 12.36%. Ainsi, le contrôle de l'effort permet de compenser en partie les effets négatifs d'un allongement de la durée de versement des allocations. En revanche, lorsque la durée de versement des indemnités reste faible, les effets du contrôle de l'effort sont modestes.

FIG. 5.3 – Contrôle de l'effort



Quel est l'effet du contrôle de l'effort de recherche sur le comportement des chômeurs non éligibles ? D'un côté, la réduction du chômage conduit à une baisse des taxes sur les salaires ce qui incite les chômeurs non éligibles à chercher plus activement un emploi. De l'autre, une hausse de q signifie que les chômeurs perdent plus souvent leur éligibilité. Par conséquent, il devient moins attrayant de retrouver un emploi pour redevenir éligible. Lorsque la durée de versement des indemnités est longue, l'introduction du contrôle permet une baisse significative du chômage et des taxes sur les salaires. Dans ce cas, le premier effet domine le second et l'effort de recherche augmente. Nos simulations mettent en évidence un tel comportement pour des durées de versement de 30 ou 45 mois avec $q > 0.1$. En revanche, si l'incidence du contrôle sur le chômage et les taxes est faible, l'effet éligibilité domine ce qui se traduit par une réduction de l'effort de recherche. Ainsi, pour des valeurs de q supérieures à 0.1, l'effort de recherche des chômeurs éligibles diminue et le salaire de réservation reste constant.

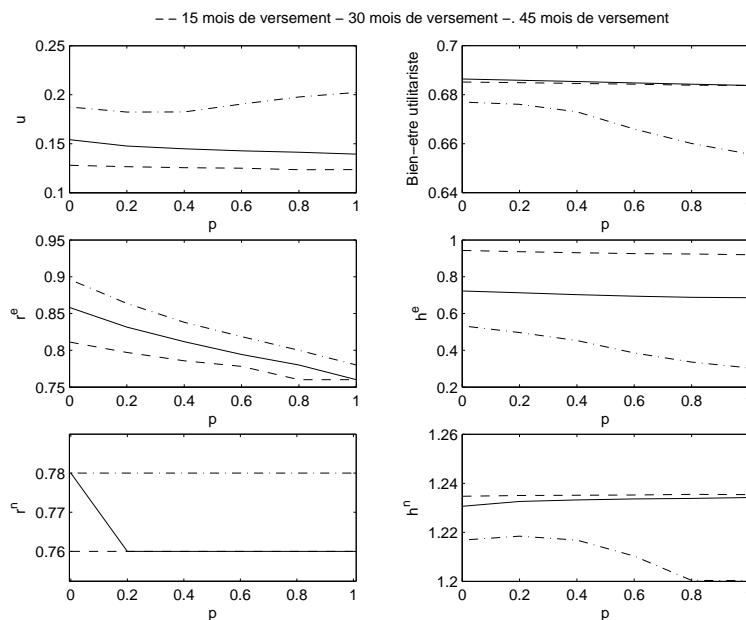
L'accroissement du taux de sortie des chômeurs éligibles domine largement la baisse de l'effort des chômeurs non éligibles observée pour des valeurs de q supérieures à 0.1. Il s'ensuit une nette réduction du chômage. Nous pouvons distinguer deux effets contribuant à la baisse du taux de chômage. Pour commencer, les chômeurs éligibles augmentent leur niveau de recherche afin d'éviter une sanction. Il s'agit d'un effet *ex ante*. Ensuite, un contrôle plus strict a pour conséquence d'accroître la proportion des chômeurs non éligibles. Dans la mesure où $b > z$, ces derniers réalisent toujours un effort de recherche plus important. Ainsi, l'effet *ex post* correspond à l'augmentation de l'effort de recherche qui suit la sanction. Bien

que l'introduction d'un contrôle de l'effort de recherche assure une baisse du chômage, nos simulations ne mettent en évidence une amélioration du bien-être utilitariste que pour une durée de versement des indemnités de 45 mois. Dans ce cas, l'introduction du contrôle de l'effort permet une nette réduction du chômage. La valeur optimale du paramètre q est alors égale à 0.1. En revanche, pour des durées de versement plus courtes, la baisse du taux de chômage ne compense jamais la détérioration de la situation des chômeurs ce qui se traduit par une baisse de bien-être moyen.

5.4.4 Contrôle des refus

Le dernier instrument de politique économique à la disposition de la caisse d'assurance chômage est le contrôle des refus de propositions d'emploi. L'objectif d'une telle politique est d'encourager les chômeurs éligibles à être moins sélectifs à l'égard des offres d'emploi. En effet, selon la théorie de la recherche d'emploi, l'augmentation de la durée de versement prévue par le PARE encourage les chômeurs à refuser plus d'offres d'emploi. C'est la raison pour laquelle le PARE impose en contrepartie l'obligation d'accepter les emplois convenables. Selon la loi, un emploi est convenable dès lors qu'il est compatible avec les compétences du chômeur et rétribué au salaire normalement pratiqué. Par conséquent, nous supposons qu'un chômeur éligible refusant une offre d'emploi à une probabilité p d'être sanctionné et de devenir chômeur non éligible. Lorsque p est égal à 1, un refus d'emploi est toujours détecté et sanctionné. Les graphiques de la figure 5.4 exposent les résultats de nos simulations lorsque le paramètre p varie de 0 à 1 pour une durée de cotisation de 14 mois et un ratio de remplacement de 75%. Trois cas sont envisagés : 15 mois de versement, 30 mois de versement et 45 mois de versement.

FIG. 5.4 – Contrôle des refus



Comme prévu, l'introduction d'un contrôle sur les refus incite les chômeurs éligibles à accepter plus souvent une offre d'emploi. Le salaire de réservation des chômeurs éligibles diminue lorsque p augmente. Lorsque $p = 1$, tous les refus sont sanctionnés et le salaire de réservation des chômeurs éligibles est égal à celui des chômeurs non éligibles. Ainsi, le contrôle des refus favorise le retour à l'emploi. Cependant, l'introduction de ce type de contrôle affecte négativement l'effort de recherche des chômeurs éligibles. La hausse de p s'accompagne d'une réduction de l'effort de recherche. Ce résultat s'explique aisément. Les chômeurs ne sont sanctionnés qu'en cas de refus. En limitant ses efforts pour retrouver un emploi, le chômeur réduit le risque d'obtenir une proposition de salaire inférieure à son salaire de réservation et par conséquent diminue la probabilité d'être sanctionné. L'influence du contrôle des refus sur le taux de

chômage apparaît donc ambiguë. D'un côté, les chômeurs éligibles acceptent plus facilement une offre d'emploi. De l'autre, la réduction de l'effort de recherche implique une plus faible probabilité d'obtenir une proposition. Nos simulations montrent alors que l'effet du contrôle des refus sur le taux de chômage dépend de la durée de versement des indemnités. Lorsque celle-ci est courte (15 et 30 mois), la baisse du salaire de réservation domine la réduction de l'effort de recherche ce qui aboutit à une baisse du taux de chômage. Par contre, pour une durée de versement de 45 mois, l'introduction d'un contrôle sur les refus accroît légèrement le taux de chômage. En effet, une durée de versement plus longue implique une hausse de l'espérance d'utilité inter-temporelle du chômage éligible. Autrement dit, le chômage éligible devient plus attractif. Par conséquent, le chômeur éligible réduit de manière significative son effort de recherche afin de réduire sa probabilité de refuser un emploi et d'être sanctionné. Dans ces conditions, la diminution de l'effort de recherche domine la réduction du salaire de réservation provoquant une hausse du taux de chômage.

Pour des durées de versement courtes, la baisse du taux de chômage se traduit par une baisse des taxes sur les salaires ce qui encourage les chômeurs non éligibles à rechercher un emploi plus activement et à se montrer moins sélectifs. Inversement, lorsque la durée de versement est de 45 mois, le contrôle des refus accroît le taux de chômage et les taxes. L'emploi devient alors moins attractif encourageant les chômeurs non éligibles à réduire leur effort de recherche. Dans tous les cas, le contrôle des refus détériore le bien-être des chômeurs éligibles qui bénéficient d'une moins bonne protection contre le chômage. De plus, la baisse du salaire de réservation a pour effet de réduire le salaire moyen des employés. Au final, le contrôle des refus dégrade toujours le bien-être utilitariste.

5.5 Contrôle et épargne de précaution

Dans la section précédente, nous avons supposé que les agents n'avaient pas la possibilité d'épargner. Ainsi, le niveau de consommation d'un salarié était toujours égal à son salaire net et celui d'un chômeur aux indemnités de chômage. Nous abandonnons à présent cette hypothèse peu réaliste afin de prendre en compte la possibilité que les agents ont de s'assurer sur les marchés financiers. Dans ce contexte, les individus peuvent accumuler des actifs financiers dans le but de se couvrir contre un risque de sanction plus élevé. Par ailleurs, l'accumulation de capital accroît l'hétérogénéité entre les agents. En effet, ceux qui ont eu la chance d'occuper un emploi pendant une période relativement longue disposent d'un stock d'actifs financiers plus élevé. Leur richesse leur permet alors de se montrer plus exigeant dans leur recherche d'emploi.

Nous supposons donc que les ménages ont accès aux marchés financiers et doivent répartir leur revenu entre épargne et consommation. La présence d'un risque de chômage sur le marché du travail incite les employés à placer une partie de leur salaire. En cas de licenciement, les chômeurs peuvent puiser dans leur stock d'actifs financiers pour lisser leur consommation. En revanche, les agents sont soumis à une contrainte de non-endettement stricte : ils ne peuvent pas s'endetter. En effet, il semble raisonnable de penser que, dans la plupart des cas, les organismes financiers refuseront de prêter de l'argent à un chômeur. Cette contrainte financière est une incitation supplémentaire à l'épargne. Sachant qu'il ne peut pas emprunter, un employé épargne davantage afin d'éviter de subir la contrainte d'endettement en cas de licenciement. Le stock d'actifs au début de la période $t + 1$ s'écrit :

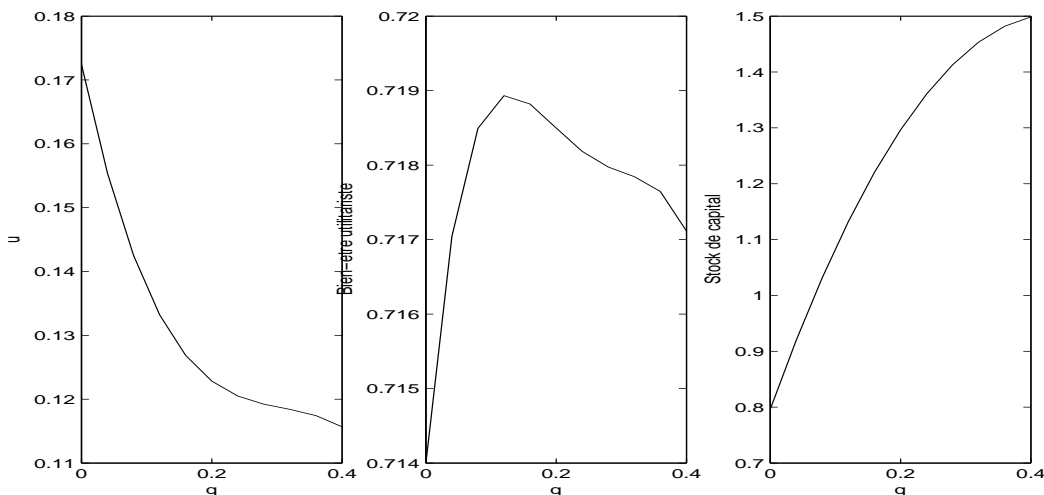
$$a_{t+1} = (1 + r)a_t + y_t - c_t$$

avec r le taux d'intérêt réel exogène, a_t le stock d'actifs à la période t et y_t le revenu net courant en t .

Afin de simplifier la simulation du modèle avec épargne, nous supposons que la fonction de répartition $F(\cdot)$ est à présent constituée de deux salaires : w^h et w^b avec $w^h > w^b$. La probabilité de tirer une offre de salaire w^h dans la distribution $F(\cdot)$ est λ alors que celle de tirer une offre de salaire w^b vaut $(1 - \lambda)$. Ainsi, la probabilité d'obtenir une offre de salaire w^h est $\lambda\pi(h)$ et celle d'obtenir une offre w^b est $(1 - \lambda)\pi(h)$. Lorsqu'un chômeur reçoit une offre d'emploi, il doit décider de l'accepter ou de la refuser. Nous calibrons

le modèle avec épargne comme celui sans épargne de précaution en prenant les travailleurs les moins qualifiés comme population de référence⁵. Nous fixons λ , η et ν afin d'obtenir un taux de chômage de 12% et 60% des emplois rémunérés au salaire w^h . L'écart entre w^h et w^b est fixé à 30% conformément à l'écart de salaire entre ouvriers qualifiés et non qualifiés (Postel-Vinay, F. et Robin, J.M. (2002)). La résolution du modèle et la caractérisation de l'équilibre stationnaire intègrent les comportements d'accumulation conformément aux travaux fondateurs de Stokey, N.L. et Lucas, R.E. (1989), Aiyagari (1994) et Hugget (1997).

FIG. 5.5 – Contrôle de l'effort de recherche avec épargne de précaution



Contrôle de l'effort. Les graphiques de la figure 5.5 résument l'effet d'un contrôle plus strict de l'effort de recherche. Sur ces graphiques, le stock de capital représente le stock moyen d'actifs financiers détenu par un agent dans cette économie. Les résultats d'une hausse de la valeur du paramètre p sont identiques à ceux obtenus dans le modèle sans épargne : un meilleur contrôle réduit le taux de chômage. En effet, les chômeurs éligibles sont dans l'obligation de fournir un effort de recherche plus important afin d'éviter une sanction. Cet effort de recherche plus intense permet d'accroître le taux de sortie du chômage. Cependant, la probabilité d'être sanctionné, puis de devenir chômeur non éligible augmente également. Par conséquent, les agents accumulent un stock d'actifs financiers plus élevé dans le but de se couvrir contre une éventuelle baisse de leurs indemnités de chômage. Cette augmentation du stock d'actifs financiers améliore l'espérance d'utilité des chômeurs éligibles, mais pas suffisamment pour compenser la baisse d'utilité causée par la hausse de q . Au final, l'espérance d'utilité des chômeurs éligibles baisse rendant la reprise d'emploi plus attractive. Le contrôle de l'effort de recherche réduit le taux de chômage comme dans le modèle de référence.

Cependant, en présence d'actifs financiers, le contrôle de l'effort de recherche possède des vertus redistributives. En effet, l'effort de recherche des chômeurs dépend de leur stock d'actifs financiers. Les agents disposant d'un stock d'actifs important ont une espérance d'utilité inter-temporelle plus élevée. Par conséquent, les agents les plus riches sont aussi ceux qui fournissent le moins d'effort de recherche. Leur stock d'actifs financiers les autorise à prendre le risque d'être sanctionné. Autrement dit, l'effort de recherche fournit de manière indirecte des informations concernant la richesse des agents. Ce lien entre le niveau de richesse et le taux de sortie du chômage a été mis en évidence par Algan, Y., Chéron, A., Hairault, J-O., et Langot, F. (2003) sur données européennes. Dans ces conditions, l'introduction du contrôle de l'effort de recherche pénalise davantage les chômeurs les plus riches. De manière endogène, la probabilité d'être sanctionné est plus élevée pour les chômeurs disposant d'un important stock d'actifs

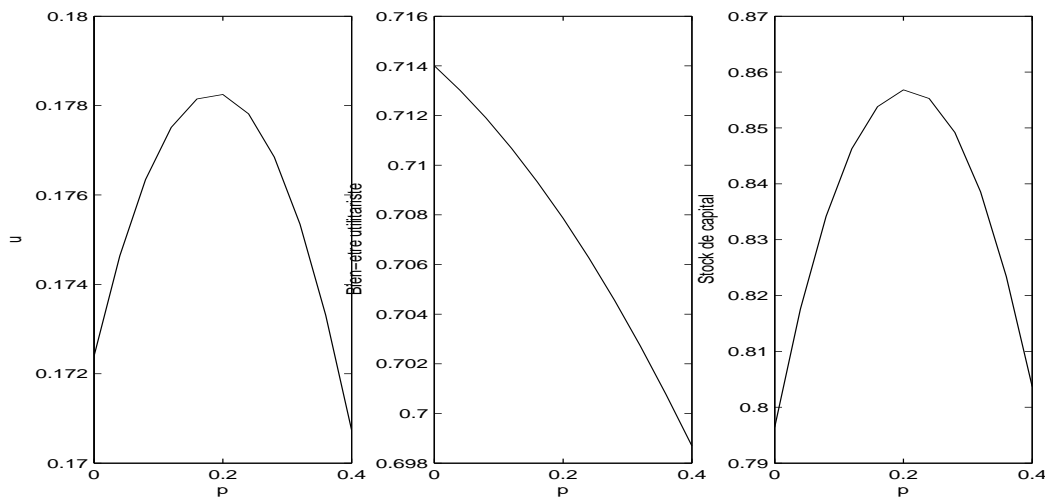
⁵ $s = 0.025$, $\beta = 0.985$, $\sigma = 2$, $p = 0$, $q = 0$, $\theta = 0.75$, $z = 0.4$, $\rho = 0.33$, $\gamma = 0.217$, $r = 0$, $\lambda = 0.55$, $w^b = 1$, $w^h = 1.3$, $\eta = 0.44$, $\nu = 0.3$

financiers. Alors qu'une réduction de la durée de versement des indemnités prive les chômeurs de leurs indemnités de chômage de manière aveugle, le contrôle de l'effort sanctionne les individus en fonction de leur richesse. Ainsi, l'allongement de la durée de versement de 9 à 30 mois protège de manière plus efficace les chômeurs disposant d'un stock d'actifs financiers modeste et l'introduction du contrôle de l'effort permet de mobiliser l'épargne des chômeurs les plus riches. Au final, le bien-être utilitariste est maximum pour une valeur de q égale à 0.12. Cette amélioration du bien-être s'explique essentiellement par la baisse du chômage. Au-delà, la nécessité d'épargner et de fournir un niveau d'effort élevé fait baisser le bien-être.

Contrôle des refus. L'effet du contrôle des refus en présence d'épargne de précaution est résumé par les graphiques de la figure 5.6. Contrairement au cas sans épargne, une hausse de la valeur du paramètre p ne réduit pas toujours le taux de chômage. Celui-ci augmente lorsque p varie de 0 à 0.2, puis diminue pour des valeurs de p supérieures à 0.2. Ce résultat s'explique par le comportement d'épargne des agents. Pour $p = 0.2$, le stock d'épargne atteint son niveau maximum. Il représente alors 85% du salaire trimestriel w^b . Lorsque p passe de 0.2 à 0.4, le stock d'épargne de précaution chute.

Quand les risques d'être sanctionné augmentent, les individus peuvent se protéger en accumulant plus d'épargne de précaution. De cette manière, ils conservent la possibilité de refuser les salaires les plus bas. En cas de sanction, les chômeurs deviennent non éligibles et utilisent leurs actifs financiers. Autrement dit, pour de faibles valeurs de p , les chômeurs peuvent rester sélectifs en accumulant une quantité plus importante d'épargne de précaution. Par la même occasion, la hausse du stock d'actifs financiers améliore l'espérance d'utilité inter-temporelle des chômeurs éligibles. En effet, toutes choses égales par ailleurs, l'utilité associée au chômage augmente avec le stock de capital. Par conséquent, l'écart entre l'espérance d'utilité des employés et celle des chômeurs diminue ce qui se traduit par une baisse de l'effort de recherche. Au final, lorsque p passe de 0 à 0.2 le taux de sortie du chômage diminue et le taux de chômage augmente.

FIG. 5.6 – Contrôle des refus avec épargne de précaution



Lorsque p est supérieur à 0.2, le risque d'être sanctionné devient très important. S'ils souhaitent continuer à prendre le risque de refuser les salaires les plus bas, les agents sont dans l'obligation de réaliser un effort d'épargne qui pénalise fortement leur consommation. Ils préfèrent alors se montrer moins sélectifs en refusant moins souvent les offres de salaire. Dans ce cas, le risque d'être sanctionné diminue. Il n'est alors plus nécessaire d'accumuler de l'épargne pour se couvrir contre le risque d'une sanction. De plus, la baisse du stock d'épargne réduit l'espérance d'utilité des chômeurs ce qui rend la reprise d'un emploi plus attrayante. Par conséquent, on observe une baisse du chômage et du stock de capital pour des valeurs de p supérieures à 0.2. Ainsi, l'introduction d'actifs financiers modifie les résultats de notre modèle de

référence. Les variations du stock de capital affectent l'effort de recherche des chômeurs. Lorsque le stock de capital augmente l'effort de recherche chute et les chômeurs peuvent refuser plus facilement une offre d'emploi. Il s'ensuit une hausse du taux de chômage. Il convient également de noter que l'introduction de l'épargne de précaution ne modifie pas les résultats concernant le bien-être. Un contrôle plus strict des refus dégrade toujours le bien-être utilitariste. En effet, ce type de contrôle ne permet pas de réduire le taux de chômage, dégrade le niveau des salaires et peut obliger les chômeurs à accroître leur niveau d'épargne.

5.6 Conclusion

Dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi, nous avons examiné les effets des contrôles et des sanctions à l'encontre des chômeurs indemnisés. Nous distinguons deux modalités de contrôle : le contrôle de l'effort et le contrôle des refus. Le contrôle de l'effort de recherche permet d'améliorer le taux de sortie des chômeurs vers l'emploi. En effet, les chômeurs éligibles sont encouragés à rechercher activement un emploi pour éviter de subir une réduction de leurs indemnités de chômage. Par ailleurs, la baisse des indemnités de chômage causée par l'imposition d'une sanction encourage les chômeurs à réduire leur salaire de réservation et à accroître leur effort de recherche. Il s'ensuit une baisse du chômage. Il n'en va pas de même pour l'obligation d'accepter une offre d'emploi. Dans ce cas, les chômeurs sont incités à réduire leur effort de recherche pour limiter le nombre de propositions d'emploi qu'ils pourraient être obligés de refuser. L'introduction d'un contrôle des refus est ainsi à l'origine de deux effets. D'un côté, les chômeurs se montrent moins sélectifs envers les offres d'emploi. De l'autre, ils réduisent leur effort de recherche afin de limiter les risques d'un refus. Il apparaît dans nos simulations que le premier effet domine ce qui permet de réduire le taux de chômage.

Enfin, nous introduisons la possibilité d'accumuler des actifs financiers. Cette hypothèse reflète le fait que les agents peuvent se prémunir contre un durcissement des contrôles en s'auto-assurant. Nous montrons alors que l'accumulation d'actifs financiers modifie nos résultats concernant le contrôle des refus. Dans certains cas, un contrôle plus strict conduit à une hausse du taux de chômage. Nous montrons également que le contrôle de l'effort possède des vertus redistributives. En effet, les chômeurs fournissant le plus faible niveau d'effort sont ceux possédant le plus d'actifs. Le contrôle de l'effort permet ainsi de consacrer les moyens financiers de la caisse d'assurance chômage aux demandeurs d'emploi qui possèdent le moins d'actifs.

Nos résultats viennent infirmer la plupart des résultats de la littérature selon lesquels l'introduction du contrôle permet de réduire le taux de chômage. A notre connaissance, seuls les travaux de Van den Berg, G.J. et Van der Klaauw, B. (2001) et de Tanguy, S. (2003) mettent en évidence un tel phénomène. Nos résultats sont également en contradiction avec ceux de Boone, J., Fredrikson, P., Holmlund, B., et Van Ours, J (2001) qui montrent que le contrôle permet d'améliorer le bien-être. Dans notre modèle, le contrôle des refus n'améliore jamais le bien-être et celui de la recherche s'avère efficace seulement s'il n'est pas trop strict. Une explication de ce résultat est peut être l'absence de gains pour les firmes. En effet, en présence de contrôle, les emplois restent vacants moins longtemps ce qui incite les firmes à modifier leur comportement de demande de travail. Au final, il apparaît que les effets du contrôle sur le chômage et le bien-être restent modestes. Ce type de mécanismes ne semble pas aussi efficace que la dégressivité qui présente l'avantage de ne pas pouvoir être contournée. Par ailleurs, le contrôle peut inciter les chômeurs à adopter des comportements inefficaces en matière d'effort de recherche et d'épargne.

Conclusion générale

Dans cette thèse, nous nous sommes intéressés aux mécanismes permettant d'améliorer les performances de l'assurance chômage. Autrement dit, nous avons étudié les mécanismes permettant de concilier au mieux le besoin d'assurance des individus contre le risque de chômage et la nécessité d'encourager la reprise d'emploi. Après avoir établi un état des lieux de l'assurance chômage en France ainsi que de la littérature sur ce sujet, nous avons présenté le modèle canonique d'assurance chômage optimale. Puis, nous avons étudié plusieurs extensions de ce modèle : *(i)* l'introduction de minima sociaux exogènes, *(ii)* l'utilisation de préférences additivement non séparables et pour terminer *(iii)* l'introduction d'une distribution exogène des salaires. Dans le troisième chapitre, nous nous sommes proposés d'analyser les effets du cycle de vie sur le profil optimal d'indemnisation. L'effet des conditions d'éligibilité à l'assurance chômage en présence d'épargne de précaution a été l'objet du quatrième chapitre, alors que nous avons étudié l'impact du contrôle des refus d'emploi et de la recherche d'emploi dans le cinquième chapitre.

Nous proposons ici une synthèse de la littérature et de nos principaux résultats.

Le modèle canonique d'assurance chômage

Un système d'assurance chômage généreux réduit l'attractivité de l'emploi. C'est la raison pour laquelle une hausse des indemnités conduit à une réduction de l'effort de recherche et à une hausse du salaire de réservation. Ces comportements aggravent le chômage. Pour limiter les effets néfastes de l'assurance chômage, les pouvoirs publics doivent proposer des contrats incitant à la reprise d'emploi. Shavell, S. et Weiss, L. (1979) et Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) ont montré que, pour un niveau donné d'utilité intertemporelle, le système optimal d'assurance chômage est caractérisé par un ratio de remplacement dégressif et une taxe sur les salaires croissante avec la durée du dernier épisode de chômage.

Cependant, dans leur modèle, Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) ne prennent pas en compte l'existence de minima sociaux dans la plupart des pays de l'OCDE. Ainsi, à long terme, le ratio de remplacement tend vers 0. L'introduction de minima sociaux modifie sensiblement les caractéristiques de l'assurance chômage optimale. Dans ce cadre, la caisse d'assurance chômage doit minimiser ses dépenses en offrant un niveau donné d'utilité intertemporelle aux nouveaux chômeurs et en assurant un niveau d'utilité intertemporelle aux chômeurs de long terme. A long terme, les incitations à la reprise d'emploi sont limitées par l'obligation de fournir un niveau minimum d'utilité. Par conséquent, la caisse d'assurance chômage doit fournir de fortes incitations à la reprise d'emploi avant de voir les chômeurs atteindre le niveau minimum d'utilité. Les chômeurs subissent alors une brusque chute des indemnités de chômage avant de percevoir des minima sociaux constants. Un tel profil fournit de fortes incitations à la reprise d'emploi ce qui permet de limiter les dépenses de la caisse d'assurance chômage. Ainsi, l'augmentation des dépenses suite à l'introduction de minima sociaux reste relativement faible.

Comment justifier l'existence de minima sociaux ? L'utilisation de minima sociaux exogènes ne permet pas de répondre à cette question. C'est la raison pour laquelle nous introduisons l'hypothèse selon laquelle les préférences des agents sont additivement non séparables. Sous cette condition, une réduction de la consommation des chômeurs accroît l'utilité marginale du loisir ce qui peut conduire à une réduction de l'effort de recherche. Autrement dit, les chômeurs compensent la baisse de leur consommation par une baisse de leur effort de recherche. Ainsi, il n'est plus toujours optimal de réduire les indemnités de

chômage. En effet, l'augmentation de l'utilité marginale du loisir peut annuler l'effet des incitations intertemporelles générées par la dégressivité. Ainsi, des minima sociaux apparaissent de manière endogènes. Une réduction des indemnités en-dessous des minima sociaux aurait pour conséquence d'accroître les dépenses de la caisse d'assurance en réduisant l'effort de recherche des chômeurs. Nous montrons alors que le niveau optimal des minima sociaux dépend de l'aversion pour le risque des agents ainsi que de leurs préférences pour la consommation.

Pour terminer, nous proposons une extension du modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) en introduisant une distribution de salaires. L'aléa moral porte ainsi sur le salaire de réservation des chômeurs. Si la caisse d'assurance chômage souhaite améliorer le taux de retour à l'emploi, elle doit encourager les chômeurs à être moins sélectifs et à accepter plus facilement les offres d'emploi. Le contrat optimal d'assurance chômage est toujours caractérisé par un ratio de remplacement dégressif. En revanche, l'utilisation de la taxe est plus problématique. En effet, l'objectif de la caisse d'assurance chômage est de minimiser ses dépenses. C'est pourquoi, il est dans son intérêt de taxer des salaires élevés. Autrement dit, la caisse d'assurance chômage peut favoriser la recherche d'emplois mieux rémunérés afin d'accroître ses recettes fiscales. Par ailleurs, le mode de taxation n'est pas neutre. Une taxe progressive réduit la variance de la distribution des salaires nets. La littérature sur la recherche d'emploi nous enseigne qu'une telle réduction de la dispersion des salaires se traduit par une baisse du salaire de réservation. Nous montrons alors que la taxe proportionnelle est préférable à une taxe progressive. En effet, pour notre calibration, l'utilisation de la taxe proportionnelle encourage les chômeurs à rechercher des emplois mieux payés ce qui améliore les recettes fiscales de la caisse d'assurance chômage.

Assurance chômage et cycle de vie

Dans leur modèle, Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997) supposent qu'il n'existe qu'un seul type de chômeurs. Il s'agit là d'une hypothèse forte. En effet, les chômeurs diffèrent entre eux par leur formation, leur expérience ou encore par leur âge. Cela implique des probabilités différentes de sortir du chômage. Dès lors, l'assurance chômage optimale doit prendre en compte cette hétérogénéité. Dans le troisième chapitre, nous nous intéressons aux conséquences du cycle de vie sur le contrat optimal d'assurance chômage. En Europe, l'inactivité des individus de plus de 50 ans est particulièrement élevée.

La théorie de la recherche d'emploi nous enseigne que l'effort de recherche diminue à l'approche de l'âge de départ en retraite. En effet, l'attractivité d'un emploi est d'autant plus élevée que la durée moyenne de cette emploi est longue. Or les seniors anticipent le fait qu'ils devront quitter leur emploi pour partir en retraite. Cela se traduit par un effort de recherche plus faible. Nous élaborons donc un modèle dans lequel le principal propose deux contrats d'assurance : un contrat pour les seniors et un contrat pour les jeunes. Nous mettons en évidence que le ratio de remplacement optimal des seniors est nettement plus dégressif que celui des jeunes. Un tel profil encourage les seniors à rechercher un emploi bien qu'ils soient proches de l'âge de départ en retraite. L'utilisation d'une taxe sur les salaires réduit la dégressivité des indemnités de chômage des jeunes et des seniors. Cependant, la différence de profil entre jeunes et seniors persiste.

Afin d'y remédier, nous proposons l'intégration du système de retraite et de l'assurance chômage. Autrement dit, le montant de la pension dépend de la durée du dernier épisode de chômage. Ainsi, même lorsqu'ils s'approchent de l'âge de départ en retraite, les chômeurs ont intérêt à reprendre un emploi afin de bénéficier d'une retraite à taux plein. Ce mécanisme repousse l'horizon temporel des seniors. Le profil optimal est alors caractérisé par (i) un ratio de remplacement dégressif, (ii) une taxe sur les salaires croissante avec la durée du dernier épisode de chômage et (iii) une pension décroissante avec la durée du dernier épisode de chômage. L'intégration du système de retraite et de l'assurance chômage permet de réduire significativement les dépenses de la caisse d'assurance chômage.

Condition d'éligibilité et épargne de précaution

Dans le quatrième chapitre, nous avons étudié le rôle de l'épargne de précaution. En effet, l'objectif de l'assurance chômage est de protéger les individus contre un risque de fluctuation de leurs revenus en cas de licenciement. L'accumulation d'épargne est cependant une alternative à l'assurance chômage publique. Ainsi, lorsque le montant des indemnités diminue, les individus peuvent s'auto-assurer en augmentant leur stock d'actifs financiers. L'utilisation de l'épargne de précaution réduit l'aléa moral dans la mesure où une prolongation de la période de chômage se traduit par une baisse du patrimoine financier du chômeur. Cependant, certains chômeurs ne disposent pas de suffisamment d'épargne pour lisser leur revenu. C'est le cas des chômeurs de longue durée qui ont liquidé l'intégralité de leurs actifs et des chômeurs qui n'ont pas connu une période d'emploi suffisamment longue pour épargner. La caisse d'assurance chômage doit donc réaliser un arbitrage entre assurance publique et épargne de précaution.

Afin d'étudier ce problème, nous proposons un modèle de recherche d'emploi dans lequel les pouvoirs publics disposent de plusieurs instruments de politique économique comme le montant des indemnités de chômage, la durée de versement et la durée de cotisation. Nous mettons alors en évidence que les individus épargnent pour se protéger du chômage et aussi afin de pouvoir rechercher un meilleur emploi. Un stock d'actifs financiers plus élevé permet aux individus de rester plus longtemps au chômage afin de rechercher un meilleur emploi.

Les simulations montrent que les individus préfèrent un système d'assurance chômage caractérisé par un faible ratio de remplacement et une durée de versement longue. Ainsi, en présence d'épargne de précaution, le profil optimal d'assurance chômage s'avère peu dégressif. En fait, le risque le plus important pour les individus n'est pas la perte d'emploi, mais le chômage de longue durée. En effet, les individus récemment licenciés disposent en moyenne d'un stock élevé d'actifs financiers leur permettant de lisser leur consommation. Les plus pauvres peuvent même consolider leur stock d'épargne en prévision d'une période de chômage non éligible. En revanche, une fois devenus non éligibles, les chômeurs liquident leur stock d'actifs. Leur consommation est alors égale aux minima sociaux. Dans ces conditions, un allongement de la durée de versement réduit le nombre de chômeurs non éligibles. Par ailleurs, la baisse des indemnités de chômage ne pénalise que faiblement les chômeurs éligibles dans la mesure où ils disposent encore d'épargne de précaution. Enfin, la durée de cotisation doit être courte pour offrir une assurance chômage aux individus qui connaissent de courtes périodes d'emploi et qui par conséquent ne disposent pas d'épargne.

Contrôle des chômeurs

Le contrôle des chômeurs est le dernier aspect de l'assurance chômage auquel nous nous sommes intéressés. Ces dernières années, les pays de l'OCDE ont mis l'accent sur le contrôle et le suivi des chômeurs. En France, le Plan d'Aide de Retour à l'Emploi et ses développements ultérieurs rentrent dans ce cadre. L'objectif est d'inciter les chômeurs à rechercher un emploi et à accepter des offres d'emploi en les menaçant d'une suspension temporaire ou définitive de leurs indemnités. La littérature sur la question montre que le contrôle de la recherche d'emploi améliore le taux de sortie du chômage.

Dans ce cinquième chapitre, nous établissons une distinction entre le contrôle de la recherche d'emploi et le contrôle des refus d'emploi. Conformément à la littérature existante, nous montrons qu'un contrôle plus strict de la recherche d'emploi réduit le taux de chômage en incitant les individus à fournir un effort plus important et à accepter les offres d'emploi. Ce n'est pas le cas du contrôle des refus. En effet, afin d'éviter une sanction pour refus d'emploi, les chômeurs peuvent réduire leur effort de recherche. Ainsi, un contrôle plus strict des refus se traduit par une baisse de l'intensité de recherche et par une baisse du salaire de réservation. L'effet sur l'emploi est alors indéterminé.

Pour terminer, nous introduisons l'épargne de précaution dans notre modèle. En effet, lorsque la caisse d'assurance chômage met en place un contrôle plus strict, les individus peuvent se protéger contre les risques de fluctuation de leurs revenus en donnant plus de place à l'auto-assurance. Dans ce cas, le contrôle

des chômeurs s'avère moins efficace. Nous montrons que l'impact du contrôle sur le comportement de recherche des chômeurs dépend du stock d'actifs financiers. Ainsi, un contrôle plus strict des chômeurs se traduit par une augmentation du stock d'actifs financiers. L'efficacité des contrôles est alors moins importante. Cependant, le contrôle de l'effort de recherche a des vertus redistributives. L'explication de ce résultat est simple. Les chômeurs fournissant le moins d'effort et refusant de nombreuses offres sont ceux disposant d'un stock important d'actifs financiers. Dans ces conditions, les chômeurs les moins riches sont les moins sanctionnés alors que les chômeurs riches deviennent non éligibles et doivent utiliser leur épargne.

Bibliographie

- ABBRING, J.H., VAN DEN BERG, G.J, ET VAN OURS, J.C. [2000] : “The effect unemployment insurance sanctions on the transition rate from unemployment to employment,” *Working Paper, Tinbergen Institute*.
- ABREU, D., PEARCE, D., ET STACCHETTI, E. [1990] : “Towards a theory of discounted repeated games with imperfect monitoring,” *Econometrica*, vol. 58, pp. 1041–1064.
- ACEMOGLU, D., ET SHIMER, R. [1997] : *Efficient unemployment insurance*. MIT-Princeton.
- [1999] : “Efficient unemployment insurance,” *Journal of Political Economy*, vol. 107, n° 5, pp. 893–928.
- [2000] : “Productivity gains from unemployment insurance,” *European Economic Review*, vol. 44(7), pp. 1195–1224.
- AERTS, A.T., ET BIGOT, J.F. [2002] : “Enquête sur l’emploi de mars 2002,” INSEE Première, INSEE.
- AIYAGARI, S. R. [1994] : “Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving,” *Quarterly Journal of economics*, pp. 659–684.
- AKERLOF, G. [1970] : “The market for lemons : quality uncertainty and the market mechanism,” *The quarterly journal of economics*, vol. 84, pp. 488–500.
- ALBRECHT, J., ET VROMAN, S. [2005] : “Equilibrium search with Time-Varying unemployment benefits,” *The economic journal*, vol. 115, pp. 631–648.
- ALGAN, Y., CHÉRON, A., HAIRAUT, J-O., ET LANGOT, F. [2003] : “Wealth effect on labor market transitions,” *Review of Economic Dynamics*, vol. 6, pp. 156–178.
- ALGAN, Y., ET TERRACOL, A [2001] : “L’influence de l’épargne de précaution sur la recherche d’emploi,” *Economie et Statistiques*, n° 349-350.
- ARROW, K. [1965] : *Aspects of the theory of risk-bearing*. Hahnsson Foundation.
- ATKESON, L., ET LUCAS, R.E. [1992] : “On efficient distribution with private information,” *Review of Economic Studies*, vol. 59, pp. 427–453.
- ATKINSON, A. B., ET MICKLEWRIGHT, J. [1991] : “Unemployment compensation and the labor market transition : a critical review,” *Journal of Economic Literature*, vol. 29(4), pp. 1679–1727.
- AUBERT, P., ET CRÉPON, B. [2004] : “La productivité des salariés âgés : une tentative d’estimation,” *Economie et Statistique*, vol. 368.
- BAILY, M. [1978] : “Some aspects of optimal unemployment insurance,” *Journal of Political Economy*, vol. 10, pp. 379–402.
- BELLMAN, R. [1957] : *Dynamic Programming*. Princeton University Press.
- BENTOLILA, S., ET BERTOLA, G. [1990] : “Firing costs and labor demand : How bad is Euroclerosis,” *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 381–402.
- BERLINER, B. [1982] : *Limits of insurability of risks*. Englewoods Cliffs, N.J, Prentice Hall.
- BERNARD, S. [2002] : “Les bénéficiaires de l’allocation de solidarité spécifique,” *Premières Synthèses, MES-DARES*, n° 18.3.
- BERTOLA, G. [1990] : “Job security, employment and wages,” *European Economic Review*, vol. 34, n° 4, pp. 851–879.

- BEVERIDGE, W. [1909] : *Unemployment, a problem of industry*. Longmans, Green and co.
- BLANCHARD, O., ET DIAMOND, P. [1994] : "Ranking, unemployment duration, and wages," *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 3, pp. 417-434.
- BLANCHARD, O., ET WOLFERS, J. [2000] : "The role of the shocks and institutions in the rise of european unemployment : the aggregate evidence," *Economic Journal*, vol. 110, pp. C1-33.
- BLANCHARD, O., ET SUMMERS, L. [1986] : "Hysteresis and the European unemployment problem," *NBER Macroeconomic annual*, vol. 1, pp. 15-78.
- BLOEMEN, H., ET STANCANELLI, E. [2001] : "Individual wealth, reservation wages, and transitions into employment," *Journal of Labor Economics*, vol. 19, pp. 400-439.
- BONNAL, L., ET FOUGÈRE, D. [1990] : "Les déterminants individuels de la durée du chômage," *Economie et Prévision*, n° 96, pp. 45-82.
- BOONE, J., FREDRIKSON, P., HOLMLUND, B., ET VAN OURS, J [2001] : "Optimal unemployment insurance with monitoring and sanctions," *IZA Discussion Paper*, n° 401.
- BRUNET, C., ET LESUEUR, J.Y. [2004] : "Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? : une estimation microéconométrique sur données françaises," *Revue Economique*, vol. 55, n° 3.
- BURDETT, K. [1979] : "Unemployment insurance as a search subsidy : a theoretical analysis," *Economic Inquiry*, n° 17, pp. 333-343.
- CAHUC, P., ET LEHMANN, E. [2000] : "Should unemployment benefits decrease with the unemployment spell," *Journal of Public Economics*, vol. 77, pp. 135-153.
- CAHUC, P., ET ZYLBERBERG, A. [1999] : "Job protection, minimum wage and unemployment," *IZA Discussion Paper Series*, n° 99.
- CALMAFORS, L., ET DRIFFIL, J. [1988] : "Bargaining structure, corporatisme and macroeconomic performance," *Economic Policy*, vol. 6, n° 13-61.
- CARLING, K., EDIN, P., HARKMAN, A., ET HOLMLUND, B. [1996] : "Unemployment duration, unemployment benefits, and labor market programs in Sweden," *Journal of Public Economics*, vol. 59, pp. 313-334.
- CASES, C. [1996] : "Assurance chômage et offre de travail," *Economie et Statistique*, n° 291-292, pp. 139-150.
- CASES, C., ET LOLLIVIER, S. [1994] : "Estimation d'un modèle de sortie du chômage à destinations multiples," *Economie et Prévision*, n° 113-114.
- COHEN, A., LEFRANC, A., ET SAINT PAUL, G. [1997] : "French unemployment : a transatlantic perspective," *Economic Policy*, vol. 25, pp. 267-285.
- COX, D. [1972] : "Regression models and life tables," *Journal of the Royal Statistical Society*, n° 34, pp. 187-220.
- DANFORTH, J. [1979] : *Studies in the economics of job search*. chap. On the role of consumption and decreasing absolute risk aversion in the theory of job search. North-Holland.
- DEATON, A. [1991] : "Saving and liquidity constraints," *Econometrica*, vol. 59, pp. 1221-1248.
- DEVINE, T. [1988] : "Arrival versus acceptance : the source of variation in reemployment rates across demographics groups," *Working Paper, Pennsylvania State University*.
- DORMONT, B, FOUGÈRE, D., ET PRIETO, A. [2001] : "The effect of the time profile of unemployment insurance benefits on exit from unemployment," *CREST Working Paper*.
- EDIN, P. [1989] : "Unemployment duration and competing risks : evidence from Sweden," *Scandinavian Journal of Economics*, pp. 639-653.
- FLANAGAN, R. [1999] : "Macroeconomic performance and collective bargaining : an international perspective," *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 1150-1175.
- FLEMMING, J. [1978] : "Aspects of optimal unemployment insurance : Search, leisure, savings and capital market imperfections," *Journal of Political Economy*, vol. 10, pp. 403-425.

- FLORENS, J.P., GERARD-VARET, L.P., ET WERQUIN, P. [1989] : “L’impact de l’indemnisation sur la durée et l’ancienneté au chômage : quelques observations sur données françaises,” *Economie et Prévision*, n° 87.
- FREDRIKSSON, P., ET HOLMLUND, B. [2001] : “Optimal Unemployment Insurance in Search Equilibrium,” *Journal of Labor Economics*, vol. 19, pp. 370–399.
- GRUBB, D. [2000] : “Eligibility criteria for unemployment benefits,” *OECD Economics Studies*, n° 31.
- GRUBER, J. [1997] : “The consumption smoothing benefits of unemployment,” *American Economic Review*, vol. 97, pp. 192–205.
- GRUBER, J., ET WISE, D. [1998] : “Social Security and Retirement : An International Comparison,” *AER*, vol. 88, pp. 158–163.
- HAGEDORN, M., KAUL, A., ET MENNEL, T. [2002] : “An adverse selection model of optimal unemployment insurance,” *IZA Discussion papers*, n° 681.
- HAIRAUT, J.O., LANGOT, F., ET SOPRASEUTH, T. [2005] : “Older workers inactivity and social security provisions : theoretical links and empirical evidence,” *Miméo CEPREMAP, EUREQua*.
- HALL, J.R., LIPPMAN, S.A., ET MCCALL, J. [1979] : “Expected utility maximizing job search,” in *Studies in the economics of search, Amsterdam : north-holland*, pp. 133–156.
- HANSEN, G. D., ET IMROHOROGLU, A. [1992] : “The role of unemployment insurance in an economy with liquidity constraints and moral hazard,” *Journal of Political Economy*, vol. 100(1), pp. 113–141.
- HECKMAN, J., ET SINGER, B. [1984] : “A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data,” *Econometrica*, vol. 52, pp. 271–320.
- HOPENHAYN, H., ET NICOLINI, J-P. [1997] : “Optimal unemployment insurance,” *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 412–438.
- HUGGET, M. [1997] : “The one-sector growth model with idiosyncratic shocks : steady states and dynamics,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, pp. 385–402.
- JOSEPH, G. [2002] : “Critères d’attribution des allocations chômage et performance du marché du travail,” *Cahiers de la maison des sciences économiques - Paris - série verte*.
- JOUTARD, X., ET RUGGIERO, M. [1994] : “Taux de sortie du chômage à l’approche de la fin des droits à l’indemnisation,” *Economie et Prévision*, n° 113-114, pp. 189–206.
- [1996] : “Changements de régime d’indemnisation et transitions vers l’emploi,” *Revue Economique*, n° 1, pp. p.143–166.
- JOUTARD, X., ET WERQUIN, P. [1992] : “Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l’intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires,” *Economie et Prévision*, n° 102-103, pp. p.143–156.
- JUDD, L. [1998] : *Numerical methods in economics*. Cambridge, MA :MIT press.
- KAPLAN, E., ET MEIER, B. [1958] : “Nonparametric estimation from incomplete observations,” *Journal of the American Association*, vol. 53, pp. 457–481.
- KATZ, L., ET MEYER, B. [1990] : “The impact of potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment,” *Journal of Public Economics*, n° 41, pp. 45–72.
- KHASKHOUSI, F., ET KHASKHOUSI, T. [2005] : “Différer l’âge de départ en retraite : les effets d’une réduction de la taxe explicite,” à paraître dans *La Revue d’Economie Politique*.
- KIEFER, N. [1988] : “Economic duration data and hazard functions,” *Journal of Economic Literature*, n° 26, pp. 646–679.
- KIEFFER, N., ET NEUMANN, G. [1979] : *Studies in the economics of job search*. chap. Estimation of the wage offer distributions and reservation wages, pp. 171–190. North-Holland.
- LALIVE, R., VAN OURS, J, ET ZWEIMÜLLER [2002] : “The effect of Benefit Sanctions on Unemployment,” *IZA Discussion Paper*, n° 469.
- LANCASTER, T. [1979] : “Econometric methods for the duration of unemployment,” *Econometrica*, vol. 47, pp. 939–956.

- LANCASTER, T., ET NICKELL, S. [1980] : “The analysis of Re-employment probabilities for the unemployment,” *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 143, n° 2, pp. 141–165.
- LAYARD, R., ET NICKELL, S. [1999] : “Labor market institutions and economic performance,” in *O. Ashenfelter D. Card, Handbook of Labor Economics*, vol. 3, pp. 3029–3084.
- LAYARD, R., NICKELL, S., ET JACKMAN, R. [1991] : *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.
- LAZEAR, E. [1990] : “Job security provisions and employment,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, pp. 699–726.
- LEHMAN, E., ET VAN DER LINDEN, B. [2004] : “On the optimality of search matching equilibrium when workers are risk averse,” *IZA Discussion paper series*, n° 1172.
- L’HARIDON, O. [2002] : “Complémentarités des politiques d’indemnisation, chômage d’équilibre et bien-être,” *Economie et Prévision*, n° 155, pp. 61–78.
- LINDBECK, A., ET SNOWER, D. [1988] : *The insider-outsider theory of employment and unemployment*. MIT Press, Cambridge, MA.
- LIPPMAN, S. A., ET MCCALL, J. J. [1976] : “The economics of job search : a survey,” *Economic Inquiry*, n° 14.
- LJUNGQVIST, L., ET SARGENT, T. [1998] : “The european unemployment dilemma,” *Journal of Political Economy*, vol. 106, n° 3, pp. 514–550.
- [2002a] : “The European Employment Experience,” *CEPR Discussion Paper*, n° 3543.
- [2002b] : “The european employment experience,” *CEPR Discussion Papers*, n° 3543.
- LYNCH, L. [1989] : “The youth labour market in the eighties : determinants of re-employment probabilities for young men and women,” *Review of Economics and Statistics*, pp. 37–45.
- MANNING, A. [1993] : “Wage bargaining and the Phillips curve : the identification and specification of aggregate wage equations,” *Economic Journal*, vol. 103, pp. 98–118.
- MARIMON, R., ET ZILIBOTTI, F. [1999] : “Unemployment versus mismatch of talent : Reconsidering unemployment benefits,” *Economic Journal*, vol. 109, pp. 266–291.
- MCCALL, J. [1970] : “Economics of information and job search,” *QJE*, vol. 84, pp. 113–126.
- MEYER, B. [1990] : “Unemployment insurance and unemployment spells,” *Econometrica*, vol. 58, n° 4, pp. 757–782.
- MILLARD, S. [1996] : “The effect of employment protection legislation on labor market activity : a search approach,” *Bank of England Working paper*.
- MOFFIT, R. [1985] : “Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells,” *Journal of Econometrics*, n° 28, pp. 85–101.
- MORTENSEN, D. [1970] : “Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve,” *AER*, vol. 60, pp. 505–517.
- [1977] : “Unemployment insurance and job search decisions,” *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30(4), pp. 505–517.
- MORTENSEN, D. [1986] : *Job Search and Labour Market Analysis*. vol. 2, chap. Handbook of Labour Economics, pp. 849–919. North Holland, Amsterdam.
- MORTENSEN, D., ET PISSARIDES, C. [1994] : “Job creation and job destruction in the theory of unemployment,” *Review of Economics Studies*, vol. 61, pp. 397–415.
- NACHMAN, D. [1975] : “Risk aversion, impatience and optimal timing decisions,” *Journal of Economic Theory*, vol. 11, pp. 196–246.
- NEUMARK, D., ET POWERS, E. [1998] : “Welfare for the Elderly : The Effects of SSI on Pre-Retirement Labor Supply,” *NBER Working Paper*, n° 6805.
- NICKELL, S. [1997] : “Unemployment and labor market rigidities : Europe versus North America,” *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 3, pp. 55–74.

- NICKELL, S., NUNZIATA, L., ET OCHEL, W. [2005] : “Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?,” *The economic journal*, vol. 115, pp. 1–27.
- NICKELL, S., NUNZIATA, L., OCHEL, W., ET QUINTINI, G. [2002] : “The Beveridge curve, unemployment and wages in the OECD from the 1960s to the 1990s,” *CEP discussion papers*.
- OIT [2000] : Document de Travail, Bureau International du Travail.
- PALLAGE, S., ET ZIMMERMANN, C. [1997] : “Moral Hazard and Optimal Unemployment Insurance in an Economy with Heterogeneous Skills,” *Cahier de recherche numéro 54, Université du Québec à Montréal*.
- PAVONI, N. [2003a] : “On optimal unemployment compensation,” .
- [2003b] : “Optimal unemployment insurance, with human capital depreciation, and duration dependence,” .
- PHELAN, C., ET TOWNSEND, R.M. [1991] : “Computing multi-period, information-constrained optima,” *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 853–881.
- PISSARIDES, C. [1990] : *Equilibrium Unemployment Theory*. Oxford Basil Blackwell.
- [1992] : “Loss of skill during unemployment and persistence of employment shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 4, pp. 1371–1391.
- [2000] : *Equilibrium Unemployment Theory*. MA : MIT Press.
- POLLMANN-SCHULT, M., ET BÜCHEL, F. [2005] : “Unemployment benefits, unemployment duration and subsequent job quality : evidence from West Germany,” *Acta Sociologica*, vol. 48, pp. 21–39.
- POMMIER, P., ET COHEN-SOLAL, M. [2001] : “L’indemnisation du chômage en 1999 et 2000,” *Premières Synthèses, MES-DARES*, n° 46.1.
- POSTEL-VINAY, F., ET ROBIN, J.M. [2002] : “Equilibrium wage dispersion with worker and employer heterogeneity,” *Econometrica*, vol. 70, n° 6, pp. 2295–2350.
- PRATT, J. [1964] : “Risk aversion in the small and in the large,” *Econometrica*, vol. 32, pp. 122–136.
- PRIETO, A. [2000] : “L’impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d’emploi,” *Revue économique*, vol. 51, n° 3, pp. 523–534.
- RIOUX, L. [2001] : “Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d’insertion,” *Economie et Statistique*, vol. 346.
- RUEFF, J. [1931] : “L’assurance chômage : cause du chômage permanent,” *Revue d’Economie Politique*, n° 45, pp. 211–251.
- RUGGIERO, M. [1992] : “Ancienneté au chômage et principaux facteurs associés,” *Economie et Prévision*, n° 105, pp. 35–51.
- SEATER, J. [1977] : “A Unified Model of Consumption, Labor Supply, and Job Search,” *Journal of Economic Theory*.
- SHAVELL, S., ET WEISS, L. [1979] : “The optimal payment of unemployment insurance benefits over time,” *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 1347–1362.
- SHIMER, R., ET WERNING, I. [2003] : “Optimal unemployment insurance with sequential search,” *Working paper*.
- SPEAR, S.E., ET SRIVASTAVA, S. [1987] : “On repeated moral hazard with discounting,” *Review of Economic Studies*, vol. 39, pp. 623–634.
- STANCANELLI, E. [1999] : “Do the rich stay unemployment longer? An empirical study for the UK,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 295–314.
- STIGLER, G. [1962] : “Information in the labor market,” *JPE*, vol. 70, pp. 94–105.
- STIGLITZ, J.E., ET YUN, J. [2005] : “Integration of Unemployment Insurance with Retirement Insurance,” *Journal of public economics*.
- STOKEY, N.L., ET LUCAS, R.E. [1989] : *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press.
- TANGUY, S. [2003] : “Recherche d’emploi : entre assurance et incitation,” *Cahiers de la MSE - série verte*, vol. 2004-34.

- THEEUWES, J., KERKHOF, M., ET LINDEBOOK, M. [1990] : “Transition intensities in the Dutch labor market 1980-85,” *Applied Economics*, pp. 1043–1061.
- THOMAS, J., ET WORALL, T. [1988] : “Self-enforcing wage contracts,” *Review of economic studies*, vol. 55, pp. 541–554.
- TZANNATOS, Z., ET RODDIS, S. [1998] : “Unemployment benefits,” *Social Protection Discussion Paper 9813*, *World Bank*.
- VAN DEN BERG, G. [1990] : “Non stationarity in job search theory,” *Review of Economic Studies*, n° 57, pp. 255–277.
- VAN DEN BERG, G.J., ET VAN DER KLAUW, B. [2001] : “Counseling and Monitoring of unemployed workers : theory and evidence from a controlled social experiment,” *IZA Discussion Papers*, n° 374.
- WANG, C., ET WILLIAMSON, S.D. [1996] : “Unemployment insurance with moral hazard in a dynamic economy,” *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 44, pp. 1–41.
- [2002] : “Moral hazard, optimal unemployed insurance, and experience rating,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, pp. 1337–1371.
- WERNING, I. [2002] : “Optimal unemployment insurance with unobservable savings,” *Working paper*.
- WOLPIN, K. [1987] : “Estimating a structural job search model : the transition from school to work,” *Econometrica*, vol. 55, pp. 801–818.

Table des matières

| | |
|--|-----------|
| Introduction générale | 9 |
| 1 L'assurance chômage dans la littérature | 21 |
| 1.1 Introduction | 22 |
| 1.2 Les systèmes d'indemnisation du chômage | 22 |
| 1.2.1 Les évolutions historiques de l'assurance chômage | 23 |
| 1.2.2 Le Plan d'Aide de Retour à l'Emploi | 25 |
| 1.2.3 Les chômeurs indemnisés | 28 |
| 1.2.4 Comparaison internationale des systèmes d'indemnisation | 30 |
| 1.3 Aspects théoriques de la recherche d'emploi | 38 |
| 1.3.1 Le modèle canonique de recherche d'emploi | 39 |
| 1.3.2 Les conditions d'éligibilité à l'assurance chômage | 41 |
| 1.3.3 La dégressivité des indemnités chômage | 44 |
| 1.3.4 Autres extensions du modèle de recherche d'emploi | 46 |
| 1.4 Les résultats empiriques | 47 |
| 1.4.1 Estimation des modèles de durée | 48 |
| 1.4.2 Les déterminants de la durée du chômage | 50 |
| 1.4.3 L'impact des systèmes d'indemnisation | 51 |
| 1.5 Conclusion | 52 |
| 2 Le modèle canonique d'assurance chômage optimale | 55 |
| 2.1 Introduction | 56 |
| 2.2 Le contrat optimal d'assurance chômage | 58 |
| 2.2.1 Le contrat optimal en information parfaite | 58 |
| 2.2.2 Le contrat optimal avec effort de recherche inobservable | 60 |
| 2.2.3 Les résultats numériques | 62 |
| 2.3 Contrat optimal d'assurance chômage et minima sociaux | 67 |
| 2.3.1 L'introduction d'un niveau d'utilité minimum | 67 |
| 2.3.2 Contrat optimal et préférences non séparables | 70 |
| 2.4 Assurance chômage optimale et distribution des salaires | 74 |
| 2.5 Conclusion | 82 |
| 2.6 Annexes | 84 |
| 3 Assurance chômage et cycle de vie | 87 |
| 3.1 Introduction | 88 |
| 3.2 Revue de la littérature | 89 |
| 3.3 Le modèle | 91 |
| 3.3.1 Les agents | 91 |
| 3.3.2 Le principal | 93 |
| 3.3.3 Les taxes sur les salaires et les pensions de retraite | 94 |
| 3.3.4 Analyse | 98 |
| 3.4 Analyse quantitative | 100 |
| 3.4.1 Calibration | 100 |

| | | |
|----------|--|------------|
| 3.4.2 | Le contrat optimal d'assurance chômage | 101 |
| 3.4.3 | Les gains du contrat optimal | 108 |
| 3.4.4 | L'effet sur le chômage | 110 |
| 3.5 | Conclusion | 111 |
| 3.6 | Annexes | 113 |
| 3.6.1 | Lemme 1 | 113 |
| 3.6.2 | Proposition 4 | 113 |
| 3.6.3 | Le rôle du taux de destruction | 115 |
| 3.6.4 | Contrats d'assurance et chômage de long terme | 115 |
| 3.6.5 | Sensibilité des contrats à l'aversion au risque | 115 |
| 4 | Conditions d'éligibilité et épargne de précaution | 117 |
| 4.1 | Introduction | 118 |
| 4.2 | Revue de la littérature | 119 |
| 4.3 | Présentation du modèle | 120 |
| 4.3.1 | Les préférences des agents | 121 |
| 4.3.2 | Risques sur le marché du travail | 122 |
| 4.3.3 | Règles de décision des agents | 123 |
| 4.3.4 | L'effort de recherche optimal | 123 |
| 4.3.5 | L'équilibre stationnaire de l'économie | 124 |
| 4.3.6 | Le bien-être de l'économie | 125 |
| 4.4 | Calibration | 125 |
| 4.5 | Évaluation quantitative des politiques d'indemnisation | 126 |
| 4.5.1 | Les comportements d'épargne | 126 |
| 4.5.2 | L'effort de recherche | 129 |
| 4.5.3 | Durée d'indemnisation et chômage | 131 |
| 4.5.4 | Durée de cotisation | 134 |
| 4.6 | Tests de sensibilité | 136 |
| 4.6.1 | Le rôle du taux d'intérêt réel | 136 |
| 4.6.2 | Les minima sociaux | 137 |
| 4.6.3 | Les ratios de remplacement différenciés | 138 |
| 4.6.4 | La recherche sur le tas | 138 |
| 4.7 | Conclusion | 140 |
| 4.8 | Annexes | 141 |
| 5 | Contrôles et sanctions | 149 |
| 5.1 | Introduction | 150 |
| 5.2 | Présentation du modèle | 152 |
| 5.2.1 | Les préférences des agents | 152 |
| 5.3 | Calibration | 157 |
| 5.4 | Contrôle et sanctions : une évaluation | 157 |
| 5.4.1 | Durée de versement | 158 |
| 5.4.2 | Durée de cotisation | 159 |
| 5.4.3 | Contrôle de l'effort de recherche | 160 |
| 5.4.4 | Contrôle des refus | 162 |
| 5.5 | Contrôle et épargne de précaution | 163 |
| 5.6 | Conclusion | 166 |
| | Conclusion générale | 169 |

L'assurance chômage optimale : Les politiques d'incitation à la reprise d'emploi

Cette thèse s'intéresse à l'offre d'assurance chômage. Ces dernières années, la persistance du chômage a conduit de nombreux gouvernements européens à réformer en profondeur le fonctionnement de leur marché du travail. Les évolutions récentes des systèmes d'indemnisation du chômage s'inscrivent dans cette logique. Ces réformes s'appuient sur de nombreuses études empiriques qui ont mis en évidence les effets négatifs des allocations de chômage sur le taux de retour à l'emploi. Cependant, l'indemnisation du chômage est également un facteur de développement économique et social. L'offre d'assurance chômage est donc le fruit d'un arbitrage entre incitation à la reprise d'emploi et protection contre les fluctuations de revenu associées aux licenciements.

Cette thèse privilégie l'étude des interactions entre offre d'assurance chômage et offre de travail et se compose de 5 chapitres. Le premier chapitre est consacré à la description des systèmes d'indemnisation du chômage et à une revue des résultats de base concernant les modèles de recherche d'emploi. Ce chapitre permet de retracer l'histoire du système français d'indemnisation depuis sa création jusqu'à l'instauration du Plan d'Aide de Retour à l'Emploi le 1^{er} juillet 2001. Après une présentation des modèles canoniques de recherche d'emploi, nous revenons sur les principaux travaux empiriques s'intéressant aux interactions entre assurance chômage et taux de reprise d'emploi.

Les chapitres 2 et 3 proposent des modèles principal-agent dans la lignée des travaux de Shavell, S. et Weiss, L. (1979) et Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). La caisse d'assurance chômage doit concilier deux objectifs : (i) minimiser ses dépenses et (ii) assurer un niveau de bien-être aux chômeurs. Le chapitre 2 présente plusieurs amendements au modèle de Hopenhayn, H. et Nicolini, J-P. (1997). Pour commencer, l'utilisation de préférences additivement non séparables fait apparaître des effets positifs d'une baisse de la consommation sur l'utilité marginale du loisir. Ce résultat conduit la caisse d'assurance chômage à offrir des minima sociaux. Puis, nous introduisons une distribution des salaires. Cette nouvelle hypothèse est de nature à modifier le comportement de taxation du principal. En effet, une baisse du salaire de réservation peut alors conduire à une baisse des recettes fiscales. Une taxe proportionnelle semble alors préférable. Dans le chapitre 3, nous introduisons le cycle de vie. Les individus réduisent alors leur effort de recherche à l'approche de l'âge de départ en retraite. Un tel phénomène est dû au faible horizon de vie des seniors. Le principal doit alors prendre en compte l'âge des agents et proposer un contrat plus incitatif aux seniors. Cela est possible en intégrant le système d'assurance chômage et le système des retraites.

Les chapitres 4 et 5 intègrent la possibilité qu'ont les agents de s'auto-assurer contre les risques de chômage. Nous supposons que les ménages ont accès aux marchés financiers. Le chapitre 4 analyse la question des conditions d'éligibilité à l'assurance chômage. Seuls les individus ayant cotisé suffisamment longtemps ont le droit de bénéficier des indemnités chômage et cela durant une période limitée. Une réduction du montant des allocations et un allongement de la durée de versement améliorent alors le bien-être des agents. En effet, un tel profil permet de mobiliser l'épargne des ménages. Enfin, dans le chapitre 5, nous abordons la problématique du contrôle des chômeurs. Nous distinguons deux mécanismes : le contrôle des refus d'emploi et le contrôle de l'effort de recherche. Il apparaît que, dans certains cas, le contrôle des refus aggrave le chômage en encourageant les chômeurs à réduire leur effort de recherche afin d'éviter une sanction.