



HAL
open science

La générosité de l'assurance chômage doit-elle dépendre du degré de spécificité du capital humain ?

Ophélie Cerdan

► **To cite this version:**

Ophélie Cerdan. La générosité de l'assurance chômage doit-elle dépendre du degré de spécificité du capital humain ?. 2010. halshs-00490219

HAL Id: halshs-00490219

<https://shs.hal.science/halshs-00490219>

Preprint submitted on 8 Jun 2010

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

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

GREQAM

Groupement de Recherche en Economie
Quantitative d'Aix-Marseille - UMR-CNRS 6579
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales
Universités d'Aix-Marseille II et III

Document de Travail
n°2010-13

LA GENEROSITE DE L'ASSURANCE CHOMAGE DOIT-ELLE DEPENDRE DU DEGRE DE SPECIFICITE DU CAPITAL HUMAIN ?

Ophélie CERDAN

Avril 2010

DT-GREQAM

La générosité de l'assurance chômage doit-elle dépendre du degré de spécificité du capital humain ?*

Ophélie Cerdan[†]

GREQAM et Université de la Méditerranée

Avril 2010

Résumé: Cet article examine l'argument selon lequel plus le capital humain de la force de travail est spécifique, moins on peut indemniser les chômeurs. Nous définissons d'abord des indices du degré de spécificité du capital humain pour les pays de l'OCDE, et nous montrons que, contrairement à l'intuition, ils ne sont pas négativement corrélés à la générosité de l'assurance chômage. Nous présentons ensuite un modèle théorique permettant de comprendre comment la composition du capital humain conditionne l'indemnisation du chômage. Ce modèle montre que, selon le scénario retenu pour la gestion de la caisse d'assurance, la proportion d'individus au capital humain spécifique peut conduire à diminuer ou accroître le taux de remplacement de l'indemnité chômage optimale.

Mots-clés: Risque moral; Assurance optimale; Capital humain spécifique; Hétérogénéité

Abstract: This paper examines the impact of worker heterogeneity regarding the nature of human capital on optimal Unemployment Insurance (UI). UI generosity should positively depend on the proportion of human capital that is purely general in Becker's sense. First, I provide various proxies for the proportion of human capital that is purely general, and I confront them to the OECD index of UI generosity. Second I turn to a search model with heterogeneous workers and I examine optimal UI under various informational and managing constraints. In the cross-section of country, contrary to the intuition, my proxies are either uncorrelated or negatively correlated with UI generosity. The matching model shows that the share of general human capital on the labor force may lead to decrease or increase the mean replacement rate of optimal UI, depending on the selected scenario for UI management.

Keywords: Moral hazard; Optimal unemployment insurance; General and specific human capital; Heterogeneity

Classification J.E.L: J24; J65; H21

*Je remercie Paul-Antoine Beretti, Bruno Decreuse, Pierre Granier, et Sophie Thiebaut pour leurs conseils et leurs suggestions. Je remercie également les participants au séminaire doctorant du GREQAM pour leurs nombreux commentaires.

[†]GREQAM - 2, rue de la charité 13236 Marseille cedex 2. E-mail: ophelie.cerdan@etumel.univmed.fr

La générosité de l'assurance chômage doit-elle dépendre du degré de spécificité du capital humain ?*

Ophélie Cerdan[†]

GREQAM et Université de la Méditerranée

Avril 2010

Résumé: Cet article examine l'argument selon lequel plus le capital humain de la force de travail est spécifique, moins on peut indemniser les chômeurs. Nous définissons d'abord des indices du degré de spécificité du capital humain pour les pays de l'OCDE, et nous montrons que, contrairement à l'intuition, ils ne sont pas négativement corrélés à la générosité de l'assurance chômage. Nous présentons ensuite un modèle théorique permettant de comprendre comment la composition du capital humain conditionne l'indemnisation du chômage. Ce modèle montre que, selon le scénario retenu pour la gestion de la caisse d'assurance, la proportion d'individus au capital humain spécifique peut conduire à diminuer ou accroître le taux de remplacement de l'indemnité chômage optimale.

Mots-clés: Risque moral; Assurance optimale; Capital humain spécifique; Hétérogénéité

Abstract: This paper examines the impact of worker heterogeneity regarding the nature of human capital on optimal Unemployment Insurance (UI). UI generosity should positively depend on the proportion of human capital that is purely general in Becker's sense. First, I provide various proxies for the proportion of human capital that is purely general, and I confront them to the OECD index of UI generosity. Second I turn to a search model with heterogeneous workers and I examine optimal UI under various informational and managing constraints. In the cross-section of country, contrary to the intuition, my proxies are either uncorrelated or negatively correlated with UI generosity. The matching model shows that the share of general human capital on the labor force may lead to decrease or increase the mean replacement rate of optimal UI, depending on the selected scenario for UI management.

Keywords: Moral hazard; Optimal unemployment insurance; General and specific human capital; Heterogeneity

Classification J.E.L.: J24; J65; H21

*Je remercie Paul-Antoine Beretti, Bruno Decreuse, Pierre Granier, et Sophie Thiebaut pour leurs conseils et leurs suggestions. Je remercie également les participants au séminaire doctorant du GREQAM pour leurs nombreux commentaires.

[†]GREQAM - 2, rue de la charité 13236 Marseille cedex 2. E-mail: ophelie.cerdan@etumel.univmed.fr

1 Introduction

Les systèmes d'indemnisation du chômage des pays de l'OCDE présentent une large hétérogénéité concernant la durée et le montant d'indemnisation ou encore la durée d'affiliation exigée. L'indemnisation choisie dans chaque pays émane pourtant d'un problème commun, celui de l'arbitrage entre la couverture assurantielle et le risque moral. Mais alors à quoi est due cette hétérogénéité ? La littérature offre plusieurs réponses. Premièrement, le niveau des autres institutions comme la protection de l'emploi diffère d'un pays à l'autre, et ces institutions sont corrélées à l'assurance chômage au travers de complémentarité ou de substituabilité institutionnelle. Deuxièmement, la performance du marché du travail n'est pas la même dans tous les pays de l'OCDE, et le niveau du chômage peut affecter l'assurance chômage. Pour prendre un exemple : en 2007, le taux de chômage de la France était de 8,3 % alors que celui du Danemark était de 3,8 %, ainsi les chômeurs français et danois n'avaient pas le même pouvoir politique. Troisièmement, comme le suggèrent Algan et Cahuc (2009), l'esprit civique est un facteur déterminant pour l'implémentation de l'assurance chômage. Dans cet article, nous mettons en avant un autre facteur potentiel derrière l'hétérogénéité des systèmes d'assurance chômage : la nature plus ou moins spécifique du capital humain de la force de travail.

Depuis les travaux fondateurs de Becker (1964), les économistes regroupent l'ensemble des compétences productives d'un individu sous le vocable « capital humain ». Le suivi d'une formation constitue un investissement en capital humain, le surplus de rémunération induit par la formation est le rendement de cet investissement. Il est d'usage de distinguer le capital humain spécifique, que l'on ne peut utiliser qu'au sein d'un emploi particulier, du capital humain général, que l'on peut utiliser dans l'ensemble de l'économie. Le capital humain général peut facilement être transféré d'un emploi à un autre. On songe ainsi aux qualités de rédaction, aux aptitudes au problem-solving, à l'aisance orale, etc... En revanche, le capital humain spécifique ne peut être transféré d'un emploi à un autre. C'est la maîtrise d'un outil informatique particulier à l'entreprise, la connaissance de l'organigramme et des bâtiments, le carnet d'adresse de l'entreprise, etc... Le capital humain spécifique est très utile à l'entreprise. Mais il expose celui qui le possède à une forte vulnérabilité lors de la perte d'emploi. Dans un tels cas, une partie des compétences est perdue, ce qui handicape les possibilités salariales dans un emploi ultérieur. Cette vulnérabilité n'est pas la même pour tous: elle diffère selon la proportion du capital humain qui est spécifique, et cette proportion varie d'un individu à l'autre selon l'âge et l'ancienneté dans l'entreprise, selon le niveau de diplôme et la formation suivie, selon les préférences et les aptitudes individuelles.

Le décideur public peut-il proposer une assurance chômage généreuse lorsque le capital humain de la force de travail est en grande partie spécifique ? Intuitivement, le taux de remplacement des indemnités chômage sur le salaire passé est nécessairement limité par le degré de spécificité du capital humain. Considérons un exemple. Soit un individu dont le capital humain (expérience, éducation, talent...) lui permet d'obtenir 100 dans l'entreprise A. Et supposons que cet individu perde son emploi. Si son capital humain est général, il peut prétendre obtenir une rémunération du même ordre dans la plupart des entreprises de l'économie. On peut donc lui proposer une indemnité qui vaut 70 sans pénaliser le succès de sa recherche d'emploi. En revanche, si son capital humain est spécifique, il n'a que très peu de chance de retrouver une entreprise comme l'entreprise A où il peut valoriser pleinement ses compétences. Il risque donc d'être confronté à des offres d'emploi qui ne lui proposent que 70. Dans un tel cas, une indemnité trop généreuse va le conduire à repousser la plupart des propositions d'emploi. Pour fixer les

idées, on peut imaginer que le généraliste est un individu hautement diplômé qui vient d'arriver dans une entreprise, alors que le spécialiste n'a pas de diplôme mais son ancienneté dans l'entreprise lui permet d'obtenir le même salaire. L'assureur public observe le salaire mais ne sait pas quel type d'individu se cache derrière.

Dans cet article, nous essayons de comprendre comment le degré de spécificité du capital humain de la force de travail affecte ou devrait affecter la générosité de l'assurance chômage. En section 2, nous essayons de repérer dans les données macroéconomiques le degré de spécificité de la force de travail propre à chaque pays, et nous croisons les indicateurs retenus avec l'indice OCDE de générosité de l'assurance chômage. Nous retenons trois indicateurs : la proportion d'individus ne disposant pas d'un diplôme de l'enseignement supérieur, le pourcentage de travailleurs ayant suivi une formation professionnalisée (les niveaux éducatifs sont pondérés par le temps moyen passé dans chaque niveau), et l'ancienneté moyenne des salariés. Ces indicateurs varient fortement entre les pays de l'OCDE en coupe transversale. On s'attend donc à ce qu'ils soient négativement corrélés à la générosité de l'assurance chômage. Ce n'est pourtant pas notre conclusion : assurance chômage et degré de spécificité du capital humain apparaissent positivement corrélés ou pas corrélés du tout. Il y a donc des mécanismes dont l'intuition ne rend pas compte.

En section 3, nous proposons un modèle théorique de détermination de l'assurance-chômage optimale dans un contexte où les compétences des individus diffèrent selon leur nature spécifique ou générale. Il y a deux niveaux de compétences, hautes et basses, et deux types de compétences, générales et spécifiques. Les compétences hautes et basses s'acquièrent lors des épisodes d'emploi, mais elles peuvent être perdues par les individus au capital humain spécifique lors d'un licenciement. Le contrat d'assurance est proposé par un planificateur social qui s'intéresse à la somme des espérances d'utilité intertemporelles des différents individus. La mise au point du contrat est troublée par un problème d'information incomplète: si le planificateur observe bien les salaires passés des différents individus, il ne dispose pas forcément d'une information fiable sur la nature de leur capital humain. Les individus au capital humain général faisant face à un unique risque, le risque chômage, ont besoin d'une assurance « simple » qui lisse leur consommation entre le chômage et l'emploi. En revanche, les individus au capital humain spécifique requièrent une assurance plus complexe puisqu'ils font face à deux risques différents, le risque chômage et le risque de perte de compétence. Nous limitons volontairement l'ensemble des instruments possibles pour le planificateur. Nous étudions trois cas distincts. Premièrement nous nous plaçons dans un contexte d'information parfaite et nous montrons que l'indemnité optimale est positivement corrélée avec la proportion de généralistes. Puis nous nous plaçons en information asymétrique et la corrélation devient négative. Enfin nous introduisons de la redistribution dans l'assurance chômage en information asymétrique et nous montrons que la présence d'individus au capital humain spécifique ne permet pas au planificateur d'assurer convenablement les salariés les mieux payés. Qui plus est, il n'y a pas de corrélation à attendre entre la générosité de l'indemnisation et proportion de généralistes.

L'idée selon laquelle l'hétérogénéité de la population active conditionne le système d'assurance chômage n'est pas neuve. Les modèles d'assurance chômage optimale construits sur la base de l'article fondateur de Shavell et Weiss (1979) essaient de définir le niveau, la durée ainsi que le profil temporel des indemnités chômage optimales. Les résultats de ces travaux dépendent de la palette d'instruments offerte au décideur public, et de la prise en compte ou non de l'épargne personnelle de précaution. Shimer et Werning (2009) étudient le rôle joué par l'hétérogénéité des travailleurs. Ils examinent deux cas com-

plémentaires. Dans le premier cas, les individus diffèrent quant au niveau de leur compétence. Dans le second, la durée de l'épisode de chômage provoque des pertes de capital humain. Notre modèle n'atteint pas un tel degré de sophistication mais vient enrichir cette littérature en examinant le rôle joué par l'hétérogénéité des travailleurs vis-à-vis du type de capital humain.

Notre article complète les travaux de Wasmer (2006) et Decreuse et Granier (2009) qui examinent comment les institutions du marché du travail affectent le degré de spécificité du capital humain au travers des choix de formation. Wasmer avance que la protection de l'emploi pousse les entreprises et les salariés à acquérir des compétences spécifiques au détriment des compétences générales. Decreuse et Granier se concentrent sur les investissements éducatifs et expliquent que la protection de l'emploi, la générosité de l'assurance chômage ou encore le salaire minimum incitent les étudiants à acquérir des compétences plus spécialisées. Notre travail renverse la perspective. En effet, nous étudions l'incidence du type de capital humain sur l'assurance chômage et non la causalité inverse. Les choix de formation ont déjà été opérés, nous les prenons comme des exogènes.

Les résultats théoriques sont présentés sous forme de propositions dont les preuves figurent en annexe.

2 Quelques faits agrégés

Dans cette section, nous présentons différents indicateurs du degré de généralité du capital humain à l'échelle des pays de l'OCDE, et nous les croisons avec des indicateurs de générosité de l'assurance chômage. Le principal résultat est que ces deux séries ne sont pas corrélées, voire sont négativement corrélées. Ainsi, les pays où la force de travail a un capital humain plus général ne sont pas des pays où le chômage est mieux indemnisé.

Comment mesurer le degré de généralité du capital humain ? Premièrement, l'enseignement supérieur procure des compétences davantage générales que les autres niveaux éducatifs. La proportion d'individus disposant d'un diplôme de l'enseignement supérieur fournirait ainsi un bon proxy du degré de généralité des compétences de la force de travail. Deuxièmement, chaque niveau éducatif propose des formations plus ou moins professionnalisées. Sous réserve que l'on dispose d'une mesure fiable de la proportion des individus qui ont suivi une formation professionnalisée, on peut ainsi construire un nouveau proxy du degré de généralité de la force de travail. Troisièmement, l'expérience des travailleurs déduite des phénomènes d'apprentissage a un contenu spécifique important. En calculant l'ancienneté moyenne dans l'emploi, on peut calculer un troisième proxy du degré de généralité du capital humain. Ainsi, le pourcentage de diplômés de l'enseignement supérieur, le pourcentage de formations professionnalisées, l'ancienneté dans l'emploi, constituent autant d'indicateurs sur la nature du capital humain de la force de travail.

L'indicateur de générosité de l'assurance chômage est celui de l'OCDE. Il s'agit d'une estimation du taux de remplacement des allocations chômage sur le salaire passé. Ce taux de remplacement est une moyenne calculée pour deux niveaux de revenu salarial, trois configurations familiales et trois durées de chômage distinctes (voir Martin, 1996).

Une première mesure du degré de généralité du capital humain consiste à mesurer la part des éduqués du tertiaire. En effet plus le niveau d'étude est élevé, plus l'éducation acquise est générale. Les travaux de Becker (1964) mettent en exergue le rôle de l'éducation dans l'acquisition de capital humain. Dans l'esprit de Becker, ce capital humain est par nature générale, par opposition au capital humain spécifique que l'on acquiert lors de formation en entreprise. Ce constat nous permet de conclure que le suivi d'une

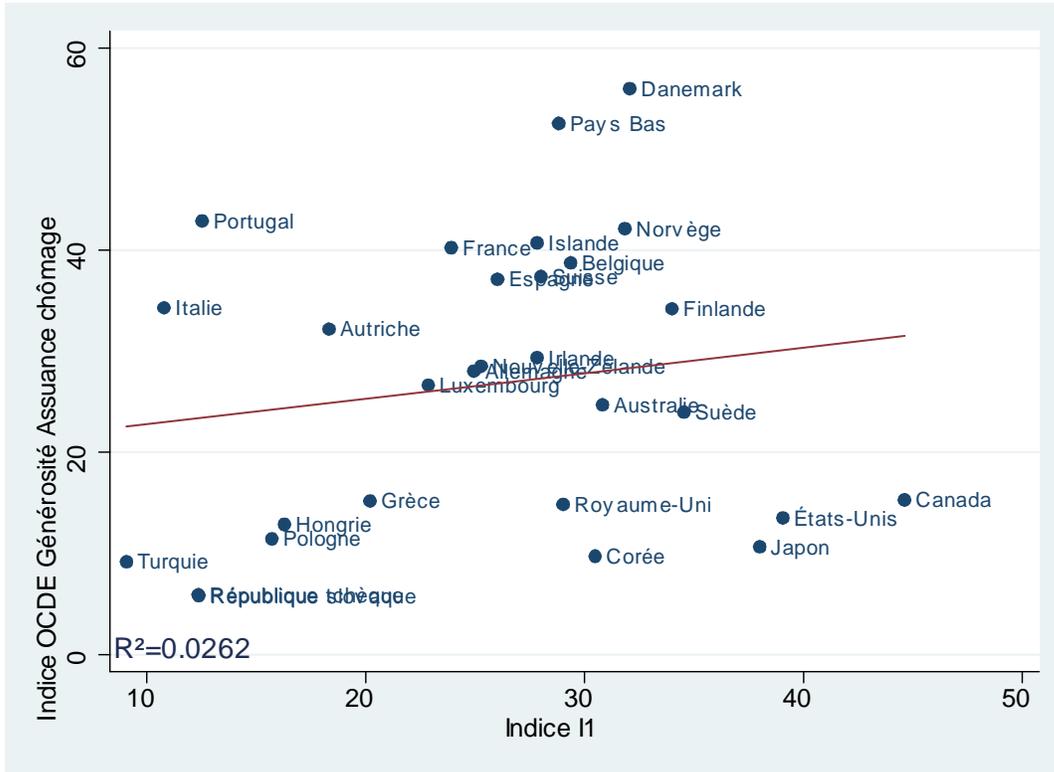


Figure 1: Générosité de l'assurance et généralité du capital humain

formation dispensée par l'enseignement supérieur modifie non seulement le niveau du capital humain, mais aussi sa répartition entre capital humain spécifique et capital humain général. Considérons ainsi deux individus de même expérience sur le marché du travail. On suppose que cette expérience a permis aux deux individus d'accumuler le capital humain h_S , que l'on suppose purement spécifique pour les besoins de l'argument. Le premier individu est diplômé de l'enseignement supérieur, l'autre non. Le premier dispose ainsi du capital humain \bar{h}_G purement général, alors que le second ne dispose que de $\underline{h}_G < \bar{h}_G$. Bien entendu, $\bar{h}_G + h_S > \underline{h}_G + h_S$. Le capital humain du premier est supérieur au capital humain du second. Mais les compétences du premier sont également plus générales que celle du second. En effet, la proportion du capital humain qui est générale vaut $\bar{h}_G / (\bar{h}_G + h_S)$ pour le premier, alors qu'elle n'est que de $\underline{h}_G / (\underline{h}_G + h_S)$ pour le second.

Ainsi la part des éduqués du tertiaire devrait être positivement corrélée avec la générosité des institutions du marché du travail. C'est notre premier indicateur I_1 du degré de généralité du capital humain.

Le Graphique 1 témoigne justement d'une corrélation positive entre les deux indicateurs. Cependant, cette corrélation n'est pas statistiquement significative.

Cependant, cet indice reste trop simplificateur puisqu'il assimile le niveau éducatif au type d'éducation. On ne sait donc pas si la corrélation obtenue, ou son absence, relève d'un lien entre l'assurance chômage et le degré de généralité du capital humain, ou entre l'assurance chômage et le niveau du capital humain. Or, les diplômés du secondaire comme ceux du tertiaire avaient le choix d'effectuer une formation professionnalisée, ou une formation générale. Les deux niveaux éducatifs offrent ainsi les deux types

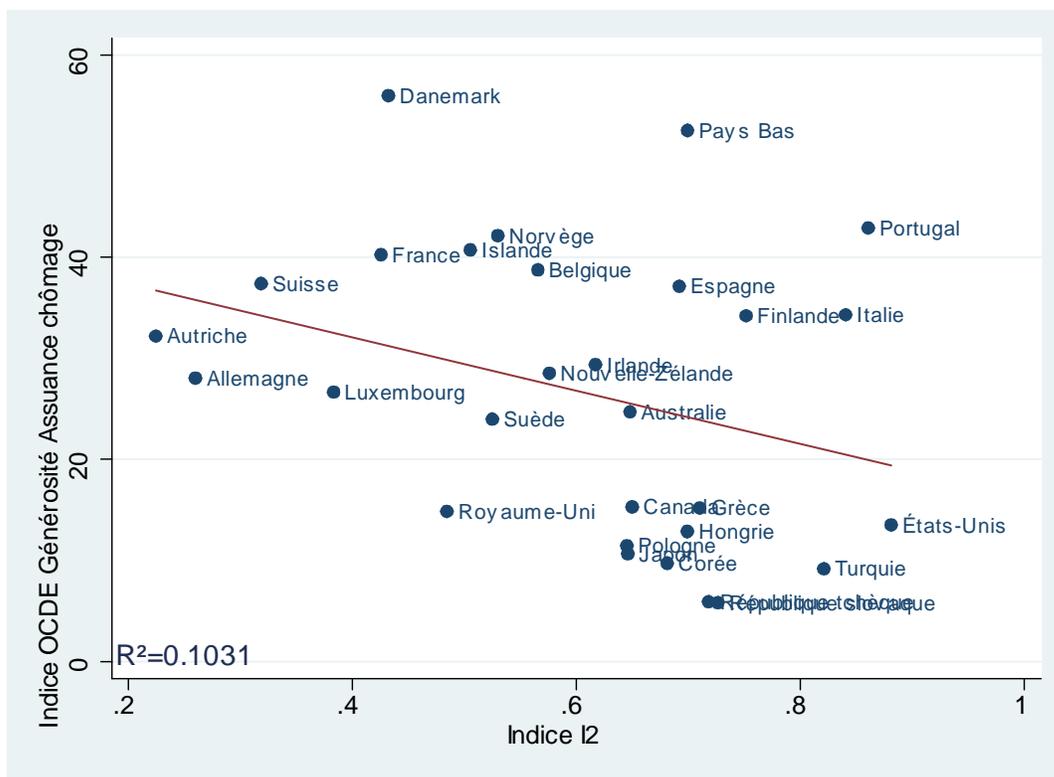


Figure 2: G n rosit  de l'assurance et g n ralit  du capital humain

d' ducation, g n rale ou professionnalis e.

Le bon indice pourrait donc consister   mesurer la proportion d'individus dot s d'une formation g n rale parmi les dipl m s du secondaire et du tertiaire :

$$I_2 = \frac{N_{II}\alpha_{II} + N_{III}\alpha_{III}}{N_{II} + N_{III}} \quad (1)$$

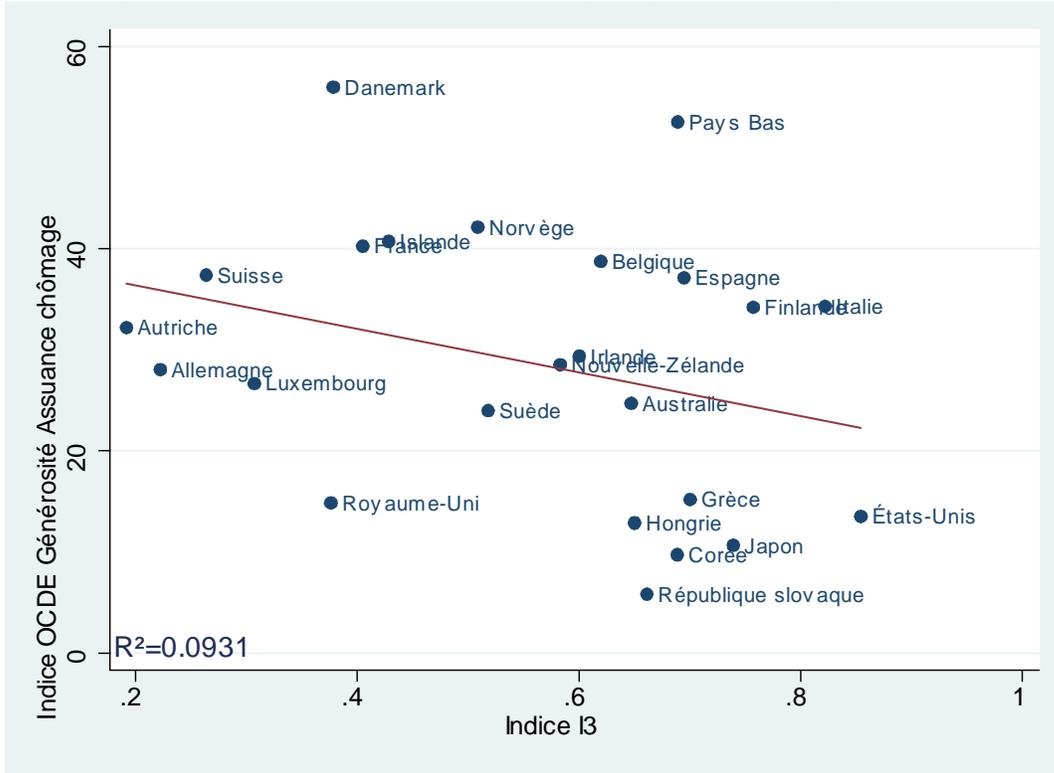
o  N_i est le nombre d'individus dipl m s du niveau $i = II, III$, et α_i est la proportion d'individus dipl m s d'une formation g n rale du niveau i .

Nous utilisons les donn es de l' ducation de l'OCDE 2007, et ne retenons que deux niveaux  ducatifs, les dipl m s du secondaire et les dipl m s du tertiaire. Chacun de ces deux niveaux offrant deux types d' ducation, g n rale (type A) ou professionnalis e (types B et C). Lorsque la proportion de dipl m s du secondaire suivant une formation de type A est  gale   un, on remplace cette proportion par un moins le taux d' tudiants suivant une formation professionnalis e.

Le Graphique 2 nous montre que la corr lation entre le pourcentage de g n raux et la g n rosit  de l'indemnisation ch mage est n gative.

Cependant, ces deux niveaux d' ducation n'ayant pas le m me rendement interne, et n'exigeant pas la m me dur e d'investissement, il appara t judicieux de pond rer la part des g n ralistes dans chaque niveau  ducatif par son esp rance de scolarisation et par son rendement. Malheureusement, nous ne disposons pas d'une  valuation du rendement de l' ducation par niveau  ducatif pour tous les pays de l'OCDE. Nous partons donc du principe que le rendement marginal est le m me pour tous les niveaux

Figure 3: Générosité de l'assurance chômage et généralité du capital humain



éducatifs et nous nous contentons de pondérer le précédent indice par la durée moyenne d'éducation de chaque niveau :

$$I_3 = \frac{N_{II}\alpha_{III}t_{II} + N_{III}\alpha_{III}t_{III}}{N_{II}t_{II} + N_{III}t_{III}} \quad (2)$$

où t_i est la durée moyenne passée dans le niveau i pour les individus diplômés du niveau i .

Le Graphique 3 atteste encore d'une corrélation négative entre le pourcentage de généralistes et la générosité de l'indemnisation chômage.

On pourrait également appréhender le degré de généralité de la population par le prisme de sa répartition par âge. En effet, plus un travailleur est âgé, plus son ancienneté dans l'emploi est susceptible d'être élevée et donc plus son capital humain est spécifique. De plus, le vieillissement engendre une perte de capital humain général. Les effets du vieillissement, observables dès 40 ans, s'apparentent à des déficits fonctionnels. En effet, avec l'âge les capacités physiques, incluant la force physique, la résistance, la vue, l'ouïe, la mémoire (acquisition et restitution), la santé et la capacité de récupération, s'affaiblissent. La vieillesse entraîne un ralentissement du traitement de l'information (Salthouse, 1996). Il devient alors difficile de diviser son attention sur plusieurs tâches en même temps, augmentant le temps de réaction dans la réalisation d'une double tâche (Siéroff et Piquard, 2004). De plus les travailleurs plus âgés ont moins intérêt à investir dans le développement de leur capital humain général étant donné le peu de temps qu'ils ont pour récolter les fruits d'un tel engagement. Cette remarque vaut également pour la firme, qui a intérêt à investir en formation auprès des travailleurs susceptibles de demeurer avec elle assez longtemps pour qu'elle puisse rentabiliser son investissement. Ainsi les travailleurs âgés sont souvent

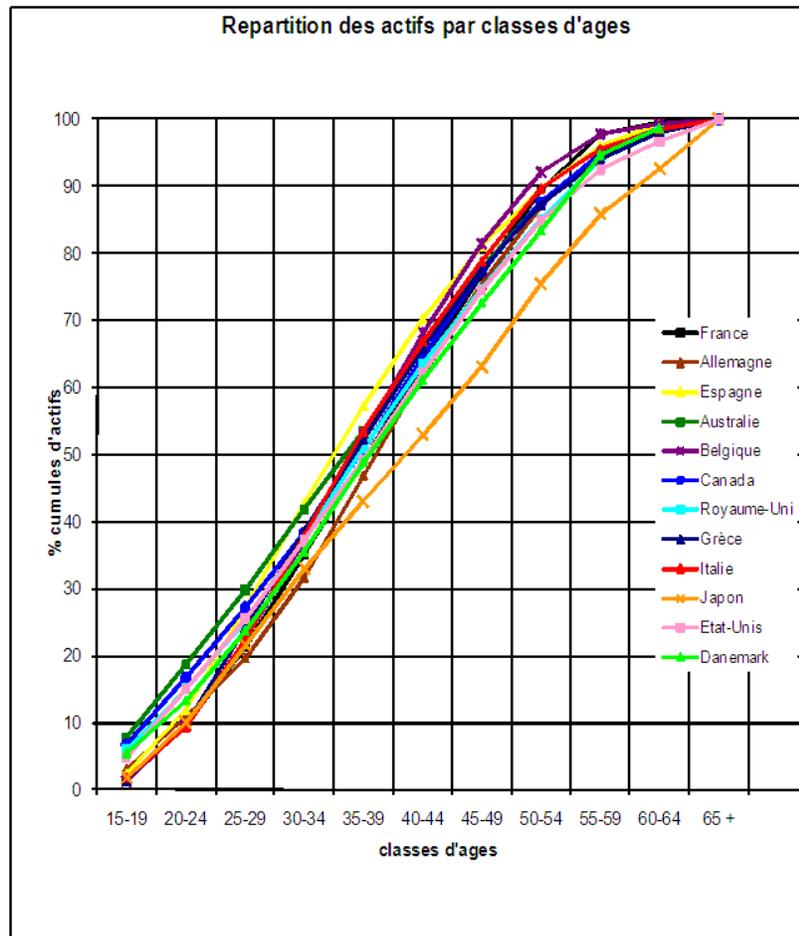


Figure 4: Comparaison internationale des fonctions de répartition par classes d'âge de la population active, année 2003. Source : OCDE et calculs de l'auteur

associés à un degré élevé de spécificité du capital humain. De ce point de vue, l'examen de la proportion de travailleurs âgés dans la population active nous fournit un indicateur du degré de spécificité du capital humain de travailleurs. A l'aide des données de l'OCDE, nous construisons pour chaque pays la fonction de répartition des actifs par classes d'âge pour l'année 2003. Nous présentons les résultats obtenus au sein du Graphique 4. Il nous permet de constater que la répartition des actifs par classe d'âges diffère fortement d'un pays à l'autre. Ainsi, on doit s'attendre à ce que le degré de spécificité du capital humain de la population active varie également.

Nous proposons à l'aide du Graphique 5 une comparaison France Etats-Unis. L'intuition suggère que la population américaine est plus jeune que la population française, et donc que le capital humain des américains est davantage général que celui des français. Comme le montre le Graphique 5, cette intuition néglige un phénomène majeur: les choix d'activité des seniors. Ainsi, conformément à l'intuition, la fonction de répartition des Etats-Unis domine stochastiquement au premier ordre celle de la France pour les classes d'âges les plus jeunes, mais la relation s'inverse pour des classes d'âges plus élevées (point de retournement se situant dans la classe 35-39 ans).

La population active des Etats-Unis est donc à la fois plus jeune et plus vieille que celle de la France.

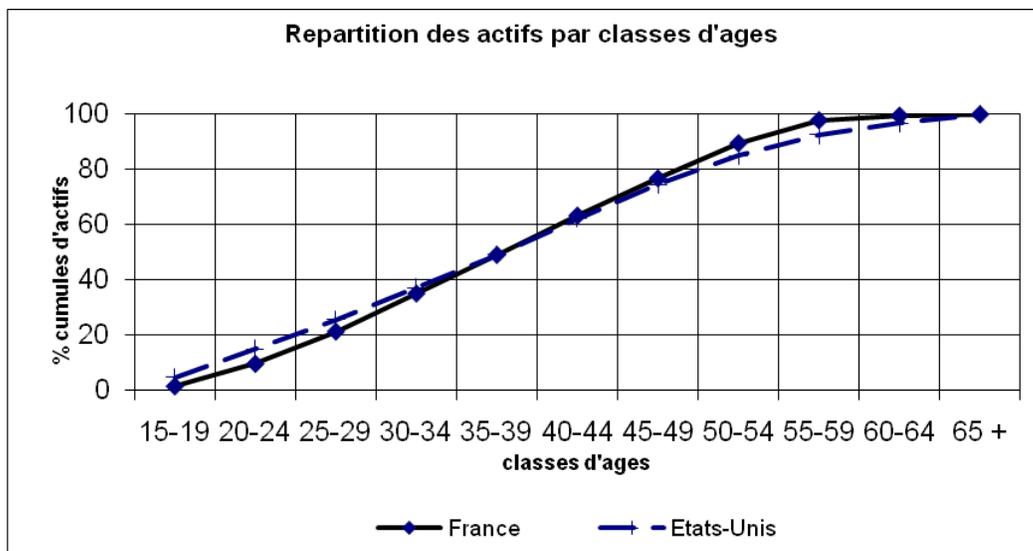


Figure 5: Comparaison France/Etats-Unis de la fonction de répartition par classes d'âge de la population active, année 2003. Source : OCDE et calculs de l'auteur

Les 15-24 ans représentent 10 % de la population active en France et 15 % aux Etats-Unis. Les 15-39 ans représentent 49 % de la population active dans les deux pays et passé cette classe d'âge la relation s'inverse. En effet, les 15-59 ans représentent 98 % de la population active en France et 92 % aux Etats-Unis.

Pour notre propos, cette comparaison France/Etats-Unis ne nous permet pas d'affirmer que le capital humain des uns est davantage spécifique que celui des autres. En supposant que les plus âgés détiennent un capital humain fortement spécifique et les plus jeunes un capital humain fortement général, il est en effet difficile de soutenir l'hypothèse souvent avancée selon laquelle les américains disposeraient un capital humain plus général que les français.

Enfin, le dernier indicateur est basé sur l'ancienneté des travailleurs. L'idée ici est que la durée passée dans une entreprise donnée affecte la composition du capital humain en modifiant la part de capital humain spécifique. Les formations en emploi, les effets d'apprentissage sur le tas, procurent des compétences dont une forte proportion est spécifique (en tout cas plus forte que pour les années de formation initiale).

L'OCDE propose pour chaque pays une estimation de la distribution de la population employée par ancienneté dans l'emploi. Cette distribution est donnée par tranche d'ancienneté. Ainsi,

$$I_4 = \frac{\sum_i n_i (1+r)^{-t_i}}{\sum_i n_i} \quad (3)$$

où i est la classe d'ancienneté, n_i est le nombre d'employés dans cette classe, r est le coefficient estimé de l'ancienneté dans l'équation de Mincer, et t_i est l'ancienneté moyenne dans la classe i . Pour la première classe, on fixe $t = 0,5$ (l'OCDE propose en fait trois sous-classes : moins d'un mois, de 1 à 6 mois, et 6 à 12 mois). Pour la dernière classe, on fixe $t = 15$ (ce sont les anciennetés supérieures à 10 ans).

Le Graphique 6 représente l'indice I_4 et la générosité de l'assurance chômage. Les deux indicateurs

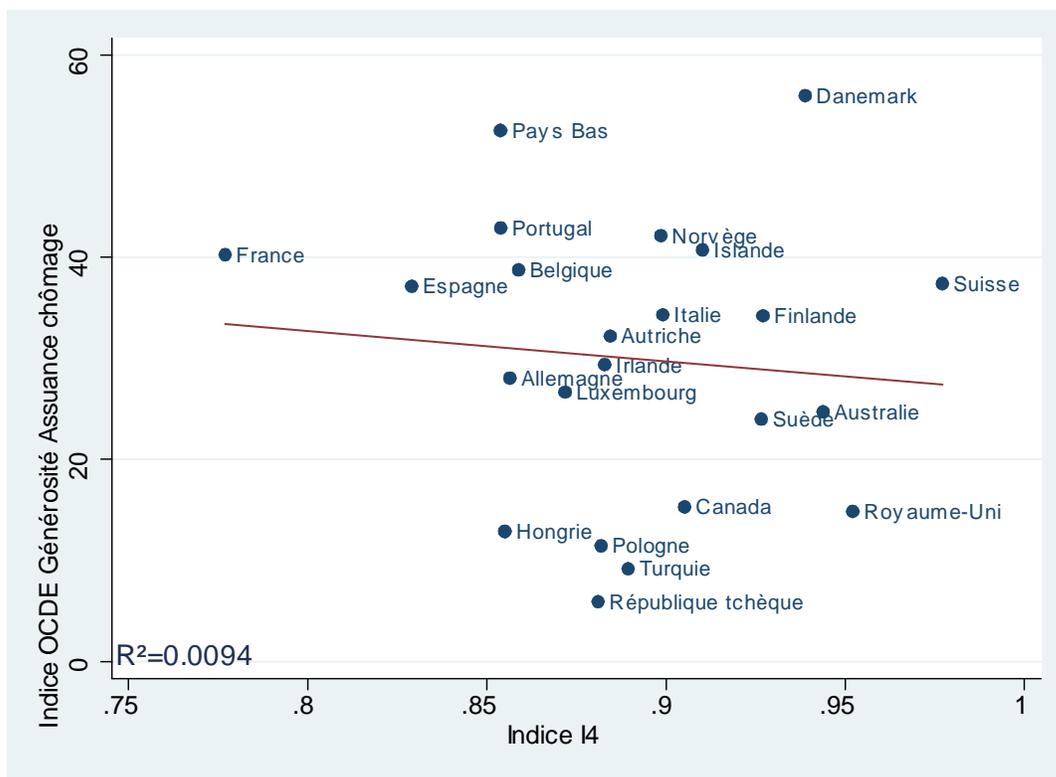


Figure 6: Générosité de l'assurance chômage et généralité du capital humain

ne sont pas corrélés.

Pour conclure, contrairement à l'intuition, les données agrégées ne permettent pas d'inférer une relation croissante entre le degré de généralité du capital humain et la générosité de l'assurance chômage. En effet, il n'y a pas de corrélation entre nos différents indicateurs du degré de généralité du capital humain et l'indicateur OCDE de générosité de l'assurance chômage. Et lorsque la corrélation est significative, elle est négative plutôt que positive. Mais alors comment expliquer ce paradoxe ? C'est l'objet de la section suivante. Nous construisons un modèle théorique permettant d'attester de la relation entre le type de capital humain et l'indemnisation du chômage.

3 Assurance chômage et degré de spécificité du capital humain

Dans cette section, nous présentons un modèle d'assurance chômage optimale dans un contexte où les individus diffèrent quant au niveau et au type de leur compétence. L'indemnité chômage est contingente au revenu passé, mais indépendante de la durée de l'épisode de chômage.

3.1 Hypothèses du modèle

On s'intéresse à l'équilibre stationnaire d'un modèle d'appariement en temps continu avec travailleurs hétérogènes.

Les individus diffèrent quant au niveau et au type de leurs compétences. Le niveau de compétences j

est soit haut, soit bas, noté respectivement H et L . Le type des compétences i est soit général, noté G , soit spécifique, S . Les compétences de type générales sont aisément transférables d'un emploi à un autre comparativement à des compétences spécifiques. Ainsi, on fait l'hypothèse qu'un individu de type G ne perd jamais ses compétences H , alors que l'individu du type S perd toujours le niveau H lorsqu'il perd son emploi.

La proportion $\alpha \in [0, 1]$ de la population est du type G , et la proportion résiduelle $1 - \alpha$ est du type S . La composition de la population par niveau de compétence est endogène.

Les individus perçoivent le salaire w_j lorsqu'ils sont en emploi, salaire qui dépend uniquement du niveau de leurs compétences. Le salaire est plus élevé lorsque les compétences sont de niveau H , soit $w_H > w_L$. Les individus perçoivent l'indemnité chômage b_j^i lorsque ils sont au chômage, où j désigne le niveau des compétences avant l'entrée au chômage. Les indemnités chômage sont financées par le taux de taxe τ_j^i prélevé sur les salaires.

Un individu en emploi dont les compétences sont de niveau L bénéficie d'effets d'apprentissage susceptibles de lui fournir des compétences de niveau H . On note zdt la probabilité lorsque l'on est en emploi de passer du niveau L au niveau H dans l'intervalle de temps dt , et ce indépendamment du type de compétence.

Les travailleurs transitent entre l'emploi et le chômage au gré de chocs stochastiques. La probabilité de perte d'emploi est qdt dans l'intervalle de temps dt . La probabilité d'obtention d'emploi est μdt dans l'intervalle de temps dt . Ces probabilités sont indépendantes du type et du niveau des compétences. Elles ne dépendent pas non plus de la durée de l'épisode d'emploi ou de l'épisode de chômage. Enfin, $v(\cdot)$ est la fonction d'utilité du revenu, strictement croissante ($v' > 0$) et concave ($v'' < 0$). Les individus n'ont pas accès au marché financier. Ils ne peuvent donc ni prêter ni emprunter pour lisser leur consommation, ce qui avive le besoin d'assurance sociale induit par le risque chômage. Il n'y a pas de désutilité du travail.

Les utilités intertemporelles d'un chômeur et d'un salarié diffèrent selon le niveau H ou L et le type G ou S de compétences. On désigne par $W_j^i (U_j^i)$ l'espérance d'utilité intertemporelle d'un salarié (chômeur) dont les compétences sont de type i et de niveau j . On a :

$$rW_L^S = v(w_L(1 - \tau_L^S)) + q [U_L^S - W_L^S] + z [W_H^S - W_L^S] \quad (4)$$

$$rW_L^G = v(w_L(1 - \tau_L^G)) + q [U_L^G - W_L^G] + z [W_H^G - W_L^G] \quad (5)$$

$$rW_H^S = v(w_H(1 - \tau_H^S)) + q [U_H^S - W_H^S] \quad (6)$$

$$rW_H^G = v(w_H(1 - \tau_H^G)) + q [U_H^G - W_H^G] \quad (7)$$

$$rU_L^S = v(b_L^S) + \mu \max \{W_L^S - U_L^S, 0\} \quad (8)$$

$$rU_L^G = v(b_L^G) + \mu \max \{W_L^G - U_L^G, 0\} \quad (9)$$

$$rU_H^S = v(b_H^S) + \mu \max \{W_L^S - U_H^S, 0\} \quad (10)$$

$$rU_H^G = v(b_H^G) + \mu \max \{W_H^G - U_H^G, 0\} \quad (11)$$

Selon le niveau de l'indemnité chômage b_j^i , les chômeurs peuvent n'avoir aucun intérêt à rechercher un emploi. On se concentre sur deux cas de figure. Dans le premier cas, tous les chômeurs ont intérêt à rechercher un emploi. Dans le second cas, les chômeurs dont le salaire passé était élevé mais dont les compétences étaient spécifiques n'ont pas intérêt à rechercher un emploi. Il y a d'autres cas mais ils ne sont pas intéressants: sur la base de l'information que constitue le salaire passé, le décideur public n'a

aucune raison de fixer l'indemnité chômage à un niveau qui dissuade la recherche d'emploi des individus précédemment embauchés avec un salaire bas, ou avec un salaire élevé et des compétences générales.

3.2 Régime 1 : Tous les individus cherchent

Commençons par le premier cas de figure, où tous ont intérêt à rechercher un emploi. Nous calculons les effectifs stationnaires présents dans chaque état, puis présentons l'équilibre de la caisse d'assurance-chômage.

On note u_j^i et e_j^i les nombres de chômeurs et d'employés de type i qui perçoivent un revenu de niveau j , qu'il s'agisse d'un salaire ou d'une prestation chômage.

Les chômeurs de type S ont tous une compétence de niveau L , mais certains perçoivent une indemnité haute et d'autres l'indemnité basse. Les effectifs répondent à la dynamique suivante :

$$du_L^S/dt = -\mu u_L^S + qe_L^S \quad (12)$$

$$du_H^S/dt = qe_H^S - \mu e_H^S \quad (13)$$

$$de_L^S/dt = \mu [u_L^S + u_H^S] - (q + z) e_L^S \quad (14)$$

$$de_H^S/dt = ze_L^S - qe_H^S \quad (15)$$

On en déduit les effectifs stationnaires :

$$u_L^S = \frac{(1 - \alpha)q}{\mu + q} \frac{q}{z + q} \quad (16)$$

$$u_H^S = \frac{(1 - \alpha)q}{\mu + q} \frac{z}{z + q} \quad (17)$$

$$e_L^S = \frac{(1 - \alpha)\mu}{\mu + q} \frac{q}{z + q} \quad (18)$$

$$e_H^S = \frac{(1 - \alpha)\mu}{\mu + q} \frac{z}{z + q} \quad (19)$$

Et pour les individus de type G , on obtient :

$$u_H^G = \frac{\alpha q}{\mu + q} \quad (20)$$

$$e_H^G = \frac{\alpha \mu}{\mu + q} \quad (21)$$

3.3 Régime 2 : Seuls les individus au capital humain général cherchent

Nous analysons maintenant le second cas de figure, où les individus à salaire passé élevé mais compétences spécifiques n'ont pas intérêt à rechercher un emploi. Ce cas implique que la totalité des individus de type S sont chômeurs à l'état stationnaire et perçoivent l'indemnité élevée. Les prestations chômage sont donc exclusivement financées à partir des taxes prélevées sur les individus de type G en emploi. Ainsi, $u_L^S = e_L^S = e_H^S = 0$ et $u_H^S = 1 - \alpha$.

Les effectifs stationnaires des individus de type G sont les mêmes que dans le régime 1, soit :

$$u_H^G = \frac{\alpha q}{\mu + q} \quad (22)$$

$$e_H^G = \frac{\alpha \mu}{\mu + q} \quad (23)$$

3.4 Existence du régime 1 ou du régime 2: la contrainte de participation

Il est crucial de connaître le sous-espace des paramètres qui engendre le régime 1, et le sous-espace complémentaire qui engendre le régime 2. A cette fin, il faut se placer dans l'un des deux régimes, puis considérer le cas limite où l'espérance d'utilité d'un chômeur de type S qui perçoit une indemnité H coïncide avec l'espérance d'utilité d'un individu de même type qui parvient à trouver un emploi :

$$U_H^S = W_L^S \quad (24)$$

Lorsqu'on effectue cette opération et qu'on fait tendre le taux d'escompte r vers 0, on obtient :

$$\psi(\cdot) = \mu q [v(\omega_L^S) - v(b_H^S)] + q^2 [v(b_L^S) - v(b_H^S)] + \mu z [v(\omega_H^S) - v(b_H^S)] = 0 \quad (25)$$

où

$$\omega_j^S = w_j (1 - \tau_j^S), j = H, L \quad (26)$$

Ainsi,

$$U_H^S \leq W_L^S \Leftrightarrow \psi(\cdot) \geq 0 \quad (27)$$

L'interprétation de cette condition est simple. Les salaires nets favorisent le régime 1 puisqu'ils augmentent le rendement de la recherche d'emploi pour tous les types de chômeurs. L'indemnité b_H favorise le régime 2 puisqu'elle augmente le coût d'opportunité de la recherche d'emploi des individus dont les compétences étaient de niveau H dans leur dernier emploi occupé. Enfin, l'indemnité b_L favorise le régime 1 en raison d'un effet d'éligibilité : il faut occuper un emploi pour avoir une chance de percevoir b_L .

3.5 Le problème du planificateur social et la contrainte budgétaire

On peut maintenant se consacrer au problème du planificateur. Lorsque le taux d'escompte est arbitrairement faible, le critère à maximiser est :

$$\Omega = \sum_{i,j} (e_j^i + u_j^i) r U_j^i \quad (28)$$

Ce critère est contingent au régime dans lequel l'économie se situe, puisqu'un tel régime conditionne les espérances d'utilité. En l'absence de toute restriction, on ne peut être certain que le planificateur préfère le régime 1 où tout le monde cherche. C'est ce qui peut se produire lorsque la différence entre les deux salaires est très élevée et la probabilité z d'obtenir des compétences élevées est faible. Dans ce cas, le planificateur est confronté à un désir d'assurance important de la part des individus de type G qui peut se révéler incompatible avec la recherche d'emploi des rares individus de type S qui ont eu la chance d'obtenir des compétences de niveau H .

Le planificateur doit en outre opérer une redistribution des revenus entre individus de type G et individus de type S . Comme les instruments fiscaux dont il dispose sont par hypothèse limités, il est possible que la nécessité de redistribuer des revenus conduise à la constitution d'une trappe à pauvreté caractérisée par la mise à l'écart du marché du travail des individus de type S . Concrètement, le planificateur utiliserait le seul instrument dont il dispose, l'indemnité b_L pour transférer massivement des revenus des types G vers les types S . On obtiendrait alors le régime 2.

Le régime 2 constitue toutefois une situation a priori peu désirable pour la collectivité puisqu'il s'accompagne d'une perte de ressources conséquente. On peut remarquer d'emblée qu'un tel choix ne sera jamais opéré lorsque la proportion des individus de type S est importante : il n'y aurait rien à redistribuer. On suppose donc que le planificateur n'a jamais intérêt à choisir le régime 2.

Le problème de maximisation est alors le suivant :

$$\max_{\tau, b_H, b_L} \left\{ \Omega = \sum_{i,j} (e_j^i + u_j^i) rU_j^i \right\} \quad (29)$$

sous les contraintes :

- effectifs stationnaires :

$$u_L^S = \frac{(1-\alpha)q}{\mu+q} \frac{q}{z+q} \quad (30)$$

$$u_H^S = \frac{(1-\alpha)q}{\mu+q} \frac{z}{z+q} \quad (31)$$

$$e_L^S = \frac{(1-\alpha)\mu}{\mu+q} \frac{q}{z+q} \quad (32)$$

$$e_H^S = \frac{(1-\alpha)\mu}{\mu+q} \frac{z}{z+q} \quad (33)$$

$$u_H^G = \frac{\alpha q}{\mu+q} \quad (34)$$

$$e_H^G = \frac{\alpha \mu}{\mu+q} \quad (35)$$

- espérances d'utilité :

$$rU_j^S = \frac{1}{(\mu+q)(q+z)} \{ \mu q v(\omega_L) + q^2 v(b_L^S) + z \mu v(\omega_H) + z q v(b_H^S) \}, j = H, L \quad (36)$$

$$rU_j^G = \frac{1}{q+\mu} [\mu v(\omega_H) + q v(b_H^G)] \quad (37)$$

- contrainte de participation des spécialistes :

$$\psi(\cdot) = \mu q [v(\omega_L) - v(b_H^S)] + q^2 [v(b_L^S) - v(b_H^S)] + \mu z [v(\omega_H) - v(b_H^S)] \geq 0 \quad (38)$$

A ces différentes contraintes, il faut ajouter la contrainte budgétaire de l'assurance chômage. Le postulat est que les recettes de la caisse d'assurance couvrent en permanence ses dépenses. On pourrait considérer une contrainte budgétaire inter-temporelle qui autoriserait la constitution de déficits temporaires. Mais cela n'a guère de sens dès lors que l'on s'intéresse exclusivement à l'état stationnaire.

Nous étudions trois possibilités d'écriture de la contrainte de budget, qui renvoient à trois modes de gestion de l'assurance-chômage. Dans une première sous-section, la caisse d'assurance observe parfaitement le type et le niveau de compétence des individus, et propose un contrat d'assurance à chaque individu sans mise en commun des recettes fiscales. Cependant, ce cas semble peu réaliste, car s'il est possible d'observer le niveau de compétence, reflété par le salaire, il semble difficile d'observer le type. Dans une deuxième sous-section la caisse d'assurance observe uniquement le niveau de compétences des individus, et propose un contrat d'assurance pour les individus de niveau H différent de celui proposé aux individus de niveau L , à nouveau sans confusion des recettes fiscales. Cependant, comme le taux d'escompte tend vers 0, les différentes espérances d'utilités intertemporelles des chômeurs et des salariés de chaque type convergent vers une même valeur. Le rendement de cette valeur est égal à la somme des utilités instantanées obtenues dans chaque état pondérées par leur probabilité d'apparition. Il apparaît une différence majeure entre les deux types d'individus : à l'état stationnaire, les individus de type G font face à un unique risque, le risque chômage, alors que les individus de type S font face à deux risques différents, le risque chômage et le risque de perte de compétence. Les individus de type G ont donc besoin d'une assurance « simple » qui lisse leur consommation entre le chômage et l'emploi. En revanche, les individus de type S requièrent une assurance plus complexe qui lisse leur consommation entre les quatre états possibles, chômeur H ou L , employé H ou L . Pour finir, la situation des individus de type S est nécessairement plus mauvaise que celle des individus de type G . Ceci induit un motif de redistribution entre les deux types d'individus. Ainsi dans une troisième sous-section l'état observe le niveau de compétences et mêle toutes les recettes fiscales.

3.6 Résolution du problème de maximisation

Pour résoudre le problème d'optimisation, on forme le lagrangien suivant :

$$\ell(.) = \sum_{i,j} (e_i^j + u_i^j) rU_i^j + \lambda \psi (b_j^i, \tau_j^i) \quad (39)$$

où λ est le multiplicateur de Kuhn et Tucker.

Les conditions d'optimisation s'écrivent :

$$\frac{\partial \ell(.)}{\partial b_H^S} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i,j} (e_j^i + u_j^i) \left[\frac{\partial (rU_j^i)}{\partial b_H^S} + \frac{\partial (rU_j^i)}{\partial \tau_H^S} \frac{d\tau_H^S}{db_H^S} \right] + \lambda \left[\frac{\partial \psi(.)}{\partial b_H^S} + \frac{\partial \psi(.)}{\partial \tau_H^S} \frac{d\tau_H^S}{db_H^S} \right] = 0 \quad (40)$$

$$\frac{\partial \ell(.)}{\partial b_L^S} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i,j} (e_j^i + u_j^i) \left[\frac{\partial (rU_j^i)}{\partial b_L^S} + \frac{\partial (rU_j^i)}{\partial \tau_L^S} \frac{d\tau_L^S}{db_L^S} \right] + \lambda \left[\frac{\partial \psi(.)}{\partial b_L^S} + \frac{\partial \psi(.)}{\partial \tau_L^S} \frac{d\tau_L^S}{db_L^S} \right] = 0 \quad (41)$$

$$\frac{\partial \ell(.)}{\partial b_H^G} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i,j} (e_j^i + u_j^i) \left[\frac{\partial (rU_j^i)}{\partial b_H^G} + \frac{\partial (rU_j^i)}{\partial \tau_H^G} \frac{d\tau_H^G}{db_H^G} \right] + \lambda \left[\frac{\partial \psi(.)}{\partial b_H^G} + \frac{\partial \psi(.)}{\partial \tau_H^G} \frac{d\tau_H^G}{db_H^G} \right] = 0 \quad (42)$$

Il y a deux cas de figure. Ou la contrainte de participation ne sature pas, ce qui correspond au cas où $\lambda = 0$, ou elle sature, ce qui correspond au cas $\lambda > 0$.

3.7 Résolution du problème de maximisation en information parfaite

Nous sommes dans le cas d'une information parfaite, c'est à dire dans le cas où le décideur public observe le type S ou G de l'individu et sa compétence H ou L . On remarque cependant que le décideur public n'observe pas si un individu spécifique a perdu sa compétence ou non. Pour tout $i = S, G$ et tout $j = H, L$, la contrainte budgétaire s'écrit :

$$w_j^i b_j^i = \tau_j^i w_j e_j^i \quad (43)$$

Proposition 1 INDEMNISATION OPTIMALE EN INFORMATION PARFAITE

En information parfaite, le système d'indemnisation optimal est tel que

(i) la contrainte de participation est toujours saturée ;

(ii) les indemnités et taxes sont

$$\tau_H^G = \frac{q}{q + \mu} \quad (44)$$

$$b_H^G = \frac{\mu}{q + \mu} w_H \quad (45)$$

$$\tau_L^S = \frac{q}{\mu + q} \quad (46)$$

$$b_L^S = \frac{\mu}{\mu + q} w_L \quad (47)$$

$$\text{et } b_L^S < b_H^S < b_H^G$$

La raison pour laquelle la contrainte de participation est saturée est la suivante : l'indemnisation dans le cas non contraint revient à donner aux chômeurs l'équivalent de ce qu'ils avaient en emploi, donc une indemnité élevée quand le salaire est w_H , et une indemnité faible quand le salaire vaut w_L . Un chômeur spécifique qui était employé au niveau H n'a donc aucune raison de retrouver un emploi au niveau L .

L'indemnisation optimale a deux propriétés. D'une part, l'assureur public propose un taux de remplacement unitaire aux individus de type G , ainsi qu'aux individus de niveau L . En revanche, et c'est là tout le problème du risque moral, le taux de remplacement proposé aux individus de type S et de niveau H est inférieur à 1. D'autre part, le système d'indemnisation ne dépend pas de la proportion de généralistes. En effet, le décideur public observe le type des agents au chômage et garantit l'étanchéité des régimes proposés aux individus de type G vis-à-vis des individus de type L .

La proportion de généralistes affecte le taux de remplacement moyen de l'économie, celui dont rend compte l'indicateur de l'OCDE dont on rend compte en section 2. Les moyennes pondérées des indemnités et des salaires nets versés sont notés respectivement \bar{b} et \bar{w} et permettent de calculer le taux de remplacement moyen, noté ρ :

$$\rho = \frac{\bar{b}}{\bar{w}} = \frac{(1 - \alpha) q b_L^S + (1 - \alpha) z b_H^S + \alpha (q + z) b_H^G}{(1 - \alpha) q b_L^S + (1 - \alpha) z w_H + \alpha (q + z) b_H^G}$$

Regardons comment le taux de remplacement moyen est affecté par la proportion de généraux dans l'économie :

Proposition 2 GÉNÉRALISTES ET TAUX DE REMPLACEMENT MOYEN EN INFORMATION PARFAITE

En information parfaite, une augmentation marginale de la proportion de généralistes a l'impact suivant sur le taux de remplacement moyen :

$$\frac{d\rho}{d\alpha} = \frac{(\omega_H^S - b_H^S) z b_H^G [z + q + z(1 - \alpha)]}{[(1 - \alpha) q b_L^S + (1 - \alpha) z \omega_H + \alpha (q + z) b_H^G]^2} > 0 \quad (48)$$

Une augmentation de la proportion de généralistes entraîne une augmentation du taux de remplacement moyen. En effet, plus il y a de généralistes et plus il y a d'individus soumis à un taux de remplacement unitaire. Ainsi le taux de remplacement moyen augmente avec la proportion de généraux. Dans un contexte d'information parfaite, la générosité de l'assurance chômage est positivement influencée par la proportion de généralistes dans l'économie.

3.8 Résolution du problème de maximisation en information asymétrique

En information asymétrique, le décideur public observe le niveau des compétences H ou L des individus qui est révélé par le salaire, mais il n'observe pas le type des compétences. Les individus dont les compétences sont de type S et ceux dont les compétences sont de type G sont donc taxés et indemnisés de la même façon. L'indemnisation du chômage ne peut être que contingente au niveau de compétence, soit $\tau_j^S = \tau_j^G = \tau_j$ et $b_j^G = b_j^S = b_j$, $j = H, L$.

Il y a deux caisses d'assurance autonomes, chacune correspondant à un niveau de compétence. L'équilibre de la caisse correspondant aux compétences de niveau j s'écrit :

$$(u_j^S + u_j^G) b_j = \tau_j w_j (e_j^S + e_j^G) \quad (49)$$

Proposition 3 INDEMNISATION OPTIMALE EN INFORMATION ASYMETRIQUE

En information asymétrique, le système d'indemnisation optimal est tel que :

(i) la contrainte de participation est toujours saturée ;

(ii) pour les compétences de niveau L ,

$$\tau_L = \frac{q}{\mu + q} \quad (50)$$

$$b_L = \frac{\mu}{\mu + q} w_L \quad (51)$$

(iii) pour les compétences de niveau H ,

$$b_L < b_H < (1 - \tau_H) w_H = \omega_H \quad (52)$$

La contrainte de participation est toujours saturée. L'intuition est la suivante : l'indemnisation dans le cas non contraint revient à donner au chômeurs l'équivalent de ce qu'ils avaient en emploi, donc une indemnité élevée quand le salaire est w_H , et une indemnité faible quand le salaire vaut w_L . Un chômeur spécifique qui était employé au niveau H n'a donc aucune raison de retrouver un emploi au niveau L .

L'indemnisation optimale a deux propriétés. D'une part, l'assureur public propose un taux de remplacement unitaire aux individus de niveau L , alors qu'il est inférieur à un pour les individus de niveau

H . D'autre part, le système d'indemnisation ne dépend pas de la proportion de généralistes. En effet, si les effectifs employés et chômeurs dépendent de α , le ratio des deux lui n'en dépend pas. Cependant, la proportion de généralistes affecte le taux de remplacement moyen de l'économie.

Les moyennes pondérées des indemnités et des salaires nets sont notées respectivement \bar{b} et $\bar{\omega}$ et permettent de calculer le taux de remplacement moyen, noté ρ :

$$\rho = \frac{\bar{b}}{\bar{\omega}} = \frac{b_H(\alpha q + z) + b_L(1 - \alpha)q}{\omega_H(\alpha q + z) + b_L(1 - \alpha)}$$

Regardons comment le taux de remplacement moyen est affecté par la proportion de généralistes dans l'économie :

Proposition 4 GÉNÉRALISTES ET TAUX DE REMPLACEMENT EN INFORMATION ASYMETRIQUE

En information asymétrique, le taux de remplacement moyen est affecté par la proportion de généraux selon :

$$\frac{d\rho}{d\alpha} = \frac{(b_H - \omega_H)(q + z)b_L}{[\omega_H(\alpha q + z) + b_L(1 - \alpha)]^2} < 0$$

Plus y a d'individus dont les compétences sont de type G , plus il y a d'individus dont les compétences sont de niveau H , et donc plus il y a d'individus dont le taux de remplacement est inférieur à l'unité. Ainsi le taux de remplacement moyen diminue avec la proportion de généralistes. Dans un contexte d'information asymétrique, la générosité de l'assurance chômage est négativement influencée par la proportion de généralistes dans l'économie.

3.9 Résolution du problème de maximisation avec redistribution

La situation des individus de type S est nécessairement plus mauvaise que celle des individus de type G . Ceci induit un motif de redistribution entre les deux types d'individus. Nous introduisons donc de la redistribution dans l'assurance chômage en information asymétrique. Le taux de taxe est uniforme. C'est-à-dire que l'on utilise le même taux de taxe pour les individus dont les compétences sont de niveau H et pour ceux dont les compétences sont de niveau L . En revanche, on s'autorise à les indemniser différemment.

La contrainte de budget pour l'ensemble de la population s'écrit :

$$(u_H^S + u_H^G)b_H + u_L^S b_L = \tau [w_L e_L^S + w_H (e_H^S + e_H^G)] \quad (53)$$

A l'aide de la contrainte budgétaire, on peut exprimer l'indemnité b_L comme une fonction linéaire du taux de taxe et de l'indemnité b_H . Cette opération est d'autant plus aisée que les effectifs stationnaires ne dépendent que de paramètres exogènes :

$$b_L = \tau \left[w_L \frac{e_L^S}{u_L^S} + w_H \frac{e_H^S + e_H^G}{u_L^S} \right] - \frac{u_H^S + u_H^G}{u_L^S} b_H \quad (54)$$

L'indemnité b_L est bien entendu croissante avec le taux de taxe, mais décroissante avec l'indemnité b_H .

Il y a deux cas de figure. Ou la contrainte de participation ne sature pas, ce qui correspond au cas où $\lambda = 0$, ou elle sature, ce qui correspond au cas $\lambda > 0$.

3.9.1 Contrainte de participation non saturée

Lorsque $\lambda = 0$, le planificateur propose la même indemnité aux deux types de chômeurs. En présence d'une solution intérieure, le planificateur s'accommode sans mal du problème de risque moral posé par l'indemnité b_H .

Proposition 5 INDEMNISATION OPTIMALE AVEC REDISTRIBUTION

Soit $\lambda = 0$. L'indemnité chômage optimale est la même pour les deux groupes de chômeurs, soit $b_L = b_H = b$. De plus, l'indemnité est comprise entre le salaire net le plus faible et le salaire net le plus élevé, soit $\omega_L < b < \omega_H$.

On donne aux individus de niveau L plus que leur salaire quand ils sont au chômage. Ils restent quand même incités à trouver un emploi parce qu'ils veulent avoir une chance de devenir H et de percevoir un salaire encore plus élevé.

Quel est l'impact de la proportion de généralistes sur la générosité de l'assurance chômage ? Cet impact est généralement ambigu, ce que l'on montre au travers d'un exemple où la fonction d'utilité instantanée est isoélastique. Ainsi, la fonction v est de la forme $v(x) = x^a/a$, on a $v'(x) = x^{a-1}$ avec $a < 1$. La contrainte budgétaire s'écrit ici :

$$bq = \tau \frac{\mu}{q+z} [qw_L(1-\alpha) + w_H(z + \alpha q)] \quad (55)$$

En associant la contrainte budgétaire 55 avec les conditions du premier ordre du problème de maximisation, on peut exprimer le taux de taxe et l'indemnité chômage optimale en fonction (entre autres) de la proportion de généralistes :

$$\tau = q(q+z) \frac{\left(\frac{w_H^a(z + q\alpha) + w_L^a q(1-\alpha)}{(q(1-\alpha)w_L + (z + q\alpha)w_H)^a} \right)^{\frac{1}{a-1}}}{\mu + q(q+z) \left(\frac{w_H^a(z + q\alpha) + w_L^a(q - q\alpha)}{(q(1-\alpha)w_L + (z + q\alpha)w_H)^a} \right)^{\frac{1}{a-1}}} \quad (56)$$

$$b = \mu \frac{\left(\frac{w_H^a(z + q\alpha) + w_L^a q(1-\alpha)}{(q(1-\alpha)w_L + (z + q\alpha)w_H)^a} \right)^{\frac{1}{a-1}}}{\mu + q(q+z) \left(\frac{w_H^a(z + q\alpha) + w_L^a(q - q\alpha)}{(q(1-\alpha)w_L + (z + q\alpha)w_H)^a} \right)^{\frac{1}{a-1}}} \quad (57)$$

On peut montrer que $db/d\alpha > 0$. Plus il y a de généralistes, plus il y a d'individus qui perçoivent le salaire élevé w_H . Par conséquent les recettes fiscales sont plus élevées, ce qui permet de verser une indemnité plus généreuse. En revanche, on peut montrer que la proportion de généralistes a un effet ambigu sur la pression fiscale : $d\tau/d\alpha$ est de signe ambigu. Intuitivement, la proportion de généralistes a deux effets antagonistes. D'une part, la base fiscale étant plus importante, il est moins nécessaire de taxer à indemnité chômage donnée. D'autre part, l'indemnité optimale est plus élevée, ce qui requiert d'accroître le taux de taxe.

L'indemnité chômage moyenne et le taux de salaire moyen valent :

$$\bar{b} = b \quad (58)$$

$$\bar{\omega} = (1-\tau) \frac{q(1-\alpha)w_L + (z + q\alpha)w_H}{q+z} \quad (59)$$

Dès lors le taux de remplacement vaut :

$$\rho = \frac{\bar{b}}{\bar{\omega}} = (q+z) \left(\frac{w_H^\alpha (z+q\alpha) + w_L^\alpha q(1-\alpha)}{(q(1-\alpha)w_L + (z+q\alpha)w_H)^\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (60)$$

Ce que l'on peut encore écrire :

$$\rho = \frac{\mu}{q} \frac{\tau}{1-\tau} \quad (61)$$

qui est croissant en τ . Comme τ répond de manière ambiguë aux variations de α , la proportion de généralistes a nécessairement un impact ambigu sur le taux de remplacement moyen de l'assurance chômage.

Proposition 6 GÉNÉRALISTES ET TAUX DE REMPLACEMENT

Soit $\lambda = 0$. La proportion de généralistes a un effet ambigu sur le taux de remplacement moyen de l'assurance chômage.

Cependant, ce résultat dépend du fait que la contrainte de participation est non saturée. Or, celle-ci s'écrit :

$$\psi(\cdot) \geq 0 \Leftrightarrow \mu q [v(\omega_L) - v(b)] + \mu z [v(\omega_H) - v(b)] \geq 0 \quad (62)$$

La contrainte de participation sature dès que $[qv(\omega_L) + zv(\omega_H)] / (q+z) = v(b)$. Ainsi, il existe un α à partir duquel la contrainte de participation sature :

$$\alpha = \frac{\left(\frac{w_H^\alpha z + w_L^\alpha q}{q+z} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} (qw_L + zw_H) - (w_H^\alpha z + w_L^\alpha q)}{q \left[w_H^\alpha - w_L^\alpha - (w_H - w_L) \left(\frac{w_H^\alpha z + w_L^\alpha q}{q+z} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \right]} \quad (63)$$

Cependant, cette valeur limite de α n'est pas nécessairement comprise entre 0 et 1. Ainsi, la contrainte ne sature pas dans de très nombreux cas de figure.

3.9.2 Contrainte de participation saturée

Lorsque $\lambda > 0$, la condition du premier ordre (83) implique que $v'(b_H) > v'(b_L)$. En utilisant la concavité de la fonction v , on obtient que $b_H < b_L$. Le problème de risque moral qui affecte le comportement des individus de type S prend donc une tournure dramatique : le planificateur est ainsi contraint d'indemniser les individus à salaire élevé moins généreusement que les individus à bas salaire.

Proposition 7 INDEMNISATION OPTIMALE AVEC REDISTRIBUTION

Soit $\lambda > 0$. L'indemnité chômage optimale n'est pas la même pour les deux groupes de chômeurs, elle est plus faible pour les hauts salaires que pour les bas salaires, soit $b_H < b_L$.

Le planificateur ne peut offrir la couverture assurantielle souhaitée aux individus dont les compétences sont de niveau H car cela conduirait au retrait du marché du travail des individus de type S . Il est donc contraint d'offrir une indemnité b_H plus faible que ce qu'il voudrait afin de ne pas désinciter les spécialistes à salaires élevés.

La condition du premier ordre et la contrainte de budget permettent d'exprimer les indemnités chômage en fonction de la proportion de généralistes :

$$b_L = \frac{\tau \frac{\mu}{q} [w_L (1 - \alpha) q + w_H (z + \alpha q)]}{\left\{ (1 - \alpha) q + (z + \alpha q)^a \left[\frac{q}{(1 - \alpha) q (z + \alpha q) - \lambda (\mu (q + z) + q^2) (\mu + q) (q + z)} \right] \right\}^{\frac{1}{a-1}}}$$

$$b_H = \left[\frac{z + \alpha q}{(1 - \alpha) q} \frac{(1 - \alpha) + \lambda (\mu + q) (q + z)}{q (z + \alpha q) - \lambda (\mu (q + z) + q^2) (\mu + q) (q + z)} \right]^{\frac{1}{a-1}} b_L$$

L'indemnité chômage moyenne et le taux de salaire moyen valent :

$$\bar{b} = \frac{b_L (1 - \alpha) q + b_H (z + \alpha q)}{q + z} \quad (64)$$

$$\bar{w} = (1 - \tau) \frac{w_L (1 - \alpha) q + w_H (z + \alpha q)}{q + z} \quad (65)$$

Dès lors le taux de remplacement vaut :

$$\rho = \frac{\bar{b}}{\bar{w}} = \frac{b_L (1 - \alpha) q + b_H (z + \alpha q)}{[w_L (1 - \alpha) q + w_H (z + \alpha q)] (1 - \tau)} \quad (66)$$

A l'instar du cas où la contrainte de participation des spécialistes ne sature pas, la proportion de généralistes a un effet ambigu sur le taux de remplacement moyen.

3.9.3 Un exemple

Pour fixer les idées, nous décrivons l'impact de la proportion de généralistes sur le taux de remplacement moyen au travers d'une paramétrisation particulière du modèle. On suppose que a le paramètre de la fonction d'utilité vaut 0.5. Le salaire bas w_L vaut 1, alors que le salaire élevé w_H vaut 1.3. Le risque lorsque l'on est en emploi de passer du niveau L au niveau H vaut 10 %. Les travailleurs ont donc 10% de chance par an de connaître une augmentation de salaire de 30 %, soit un gain annuel moyen de 3 %. Le risque de perte d'emploi q vaut également 10 %. On suppose que la durée moyenne de chômage est d'un an et donc le risque d'obtention d'emploi μ vaut 1.

Pour cette paramétrisation du modèle, la contrainte de participation des spécialistes ne sature jamais, elle est strictement positive pour $\alpha \in [0, 1]$. Le Graphique 7 montre que le taux de remplacement moyen diminue avec α la proportion de généralistes. L'intuition suggérait que la proportion de généralistes a deux effets antagonistes. D'une part, la base fiscale étant plus importante, il est moins nécessaire de taxer à indemnité chômage donnée. D'autre part, l'indemnité optimale est plus élevée, ce qui requiert d'accroître le taux de taxe. Dans notre paramétrisation, le premier effet l'emporte systématiquement.

4 Autres explications du paradoxe empirique

Nous lançons notre article sur une intuition simple : plus le capital humain de la force de travail est général, plus l'indemnisation du chômage devrait être généreuse. Or, en mobilisant les données disponibles au niveau agrégé, nous montrons que le taux de remplacement moyen de l'indemnité chômage semble négativement ou pas du tout corrélé à différents indicateurs du degré de généralité du capital humain.

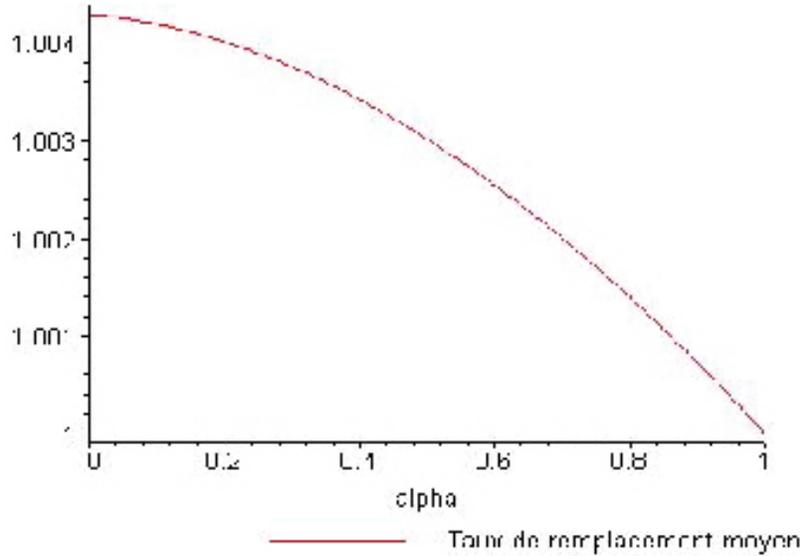


Figure 7: Taux de remplacement moyen optimal en fonction de la proportion de généralistes. Les paramètres de la simulation numérique sont les suivants: $v(x) = 2x^{0.5}$, $w_L = 1.0$, $w_H = 1.3$, $q = 10\%$, $\mu = 1.0$, $z = 10\%$.

Notre modèle met justement en évidence l’influence de la proportion d’individus au capital humain général sur le taux de remplacement moyen. La corrélation est positive dans un contexte d’information parfaite, négative en information asymétrique et indéterminée en information asymétrique avec redistribution. Le modèle peut donc rendre compte de la variété des situations observés dans les pays développés.

Nos arguments théoriques ont pour mérite de se placer sur le terrain de l’intuition initiale, et de montrer qu’on peut la renverser lorsqu’on tient compte des modalités de gestion de l’assurance chômage. Cependant, d’autres arguments peuvent être avancés pour expliquer l’influence de la nature du capital humain sur la générosité de l’assurance chômage. Nous présentons trois types d’arguments : ceux qui reposent sur l’économie politique de l’assurance chômage, ceux qui mettent en avant les variables manquantes, et ceux qui reviennent sur la causalité entre assurance chômage et nature du capital humain.

Premièrement, le théorème de l’électeur médian suggère que les décideurs doivent mener une politique qui maximise le bien-être d’un employé (Wright, 1986), et probablement celui d’un employé en fin de carrière. En effet, la démographie montre que l’âge médian de la population en âge de voter est aux alentours de 50 ans. Ainsi l’électeur médian détient un capital humain plutôt spécifique. En termes de modélisation, cela signifie qu’il est possible que l’assurance chômage optimale ne tiennent pas compte des préférences des généralistes, trop peu nombreux dans la population. Dans ce cas, les spécialistes imposent une forte redistribution en leur faveur par le biais de l’indemnisation du chômage. Au-delà de 50 ans, l’indemnisation du chômage est plus généreuse dans plusieurs pays de l’OCDE comme la France, l’Allemagne, ou encore la Suède. Par exemple en France, la durée d’indemnisation maximale pour les plus de 50 ans est de 36 mois. Elle est donc supérieure à celle des moins de 50 ans qui n’est plus que de 18 mois. Même constat en Italie où les plus de 50 ans peuvent bénéficier de 12 mois d’indemnisation contre 8 mois pour les moins de 50 ans. De plus, les personnes âgées et donc spécialistes ont davantage de chances de bénéficier de l’assurance chômage étant donnée qu’elles ont cotisé davantage que les plus jeunes.

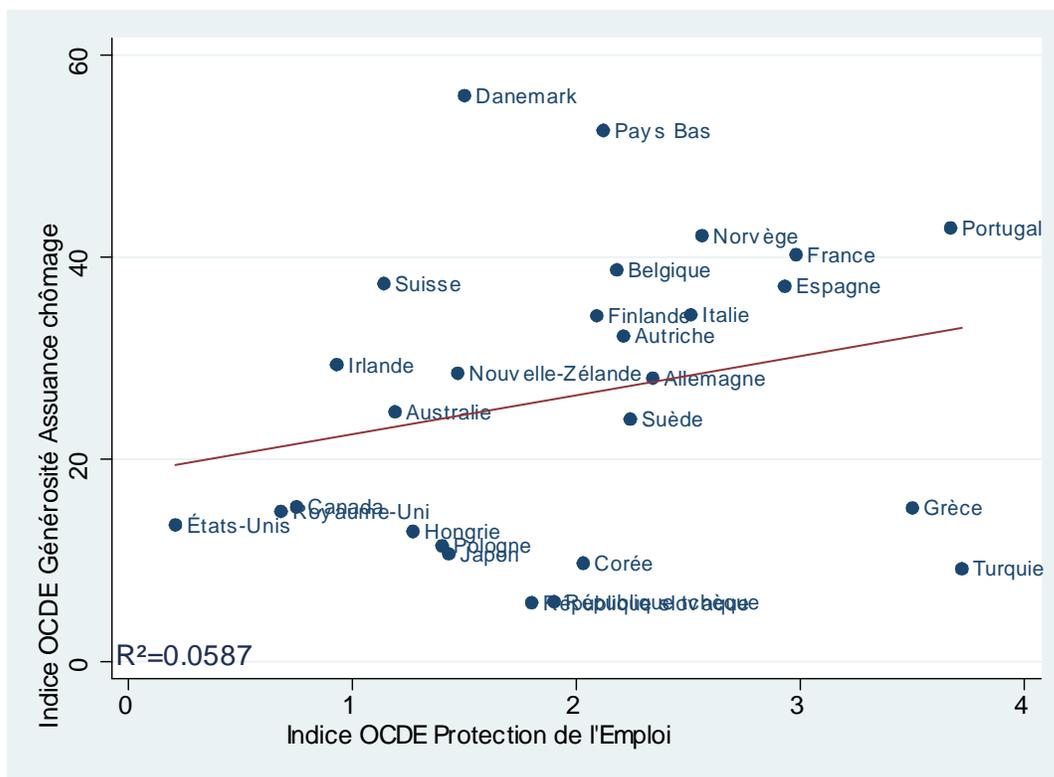


Figure 8: Générosité de l'assurance chômage et degré de protection des emplois

Deuxièmement, la corrélation entre les différentes institutions du marché du travail peut être remise en cause. En effet, les institutions sont positivement corrélées entre elles à cause de l'origine légale du système juridique (Botero et al, 2004). Les pays dont le système juridique est assis sur la loi commune ont tendance à peu légiférer, alors que les pays qui reposent sur la loi civile ont tendance à réguler l'ensemble des activités humaines. Il est ainsi possible que la corrélation avec l'assurance chômage reflète une corrélation avec une autre institution, dont la vigueur est elle-même corrélée à la générosité de l'assurance chômage par le biais de l'origine légale. Par exemple, la protection de l'emploi est corrélée avec la générosité de l'indemnisation chômage comme le révèle le Graphique 8. Or, plus le capital humain est général et moins le décideur public a besoin de protéger les emplois puisque le capital humain général est aisément transférable d'un emploi à un autre.

Finalement, on peut penser à la causalité inverse, selon laquelle la générosité de l'assurance chômage affecte la nature du capital humain de la force de travail. C'est l'argument de Decreuse et Granier (2009), qui étudient le partage des investissements éducatifs entre compétences générales et compétences spécialisées. Ces auteurs mettent en avant deux effets de la générosité de l'indemnisation sur ce partage. D'une part, il y a un effet direct de "capture de la rente" : une indemnité plus forte réduit le surplus lié à un emploi, diminuant ainsi l'intérêt à acquérir des compétences générales. D'autre part, il y a un effet indirect selon lequel l'augmentation de l'indemnité se traduit par une diminution du nombre de postes disponibles, ce qui augmente l'incitation à disposer de compétences générales. Sur la base de calibrations, les auteurs montrent que l'effet direct l'emporte sur l'effet indirect pour des configurations raisonnables des différents paramètres de leur modèle. Ainsi, on doit s'attendre à ce que les individus choisissent des

compétences plus spécialisées lorsque la générosité de l'indemnisation du chômage augmente.

5 Conclusion

Les individus dont le capital humain est général peuvent aisément changer d'emploi. Il est donc facile de leur proposer une assurance chômage de bonne qualité, les chômeurs de ce type n'ayant que peu intérêt à délayer la reprise d'emploi. Par conséquent, on devrait s'attendre à ce que les systèmes d'indemnisation du chômage existant soient d'autant plus généreux en termes de prestations que le capital humain de la force de travail est général. Or, ce n'est pas ce que nous pouvons observer dans les pays de l'OCDE. En coupe transversale, la corrélation entre différents proxies du degré de généralité du capital humain et la générosité de l'assurance chômage est au mieux nulle, et au pire négative. Nous proposons un modèle théorique pour comprendre cette absence de corrélation. Il s'agit d'un modèle d'appariement en temps continu qui distingue deux types de travailleurs. Les généralistes peuvent transférer la totalité de leur capital humain d'un emploi à l'autre, alors que les spécialistes perdent une partie de leurs compétences à l'occasion d'un changement d'emploi. Nous examinons dans ce modèle l'assurance chômage optimale. Nous distinguons différents scénarios, selon le caractère plus ou moins assurantiel du système, et selon que la nature du capital humain est observable ou non. Il apparaît que le taux de remplacement moyen de l'assurance chômage peut augmenter ou diminuer avec la proportion de généralistes selon le scénario retenu de gestion de la caisse d'assurance.

Notre travail peut être prolongé dans plusieurs directions. Il est possible de considérer des contrats d'assurance plus sophistiqués. La présence de généralistes et de spécialistes est ainsi susceptible de fournir un nouvel argument en faveur de la décroissance des indemnités chômage avec la durée passée au chômage. On pourrait également s'intéresser plus en détail aux raisons qui poussent l'assureur public à offrir des indemnités généreuses aux chômeurs âgés, alors même que ce sont justement les personnes qui sont le plus susceptibles d'avoir perdu une grande partie de leur capital humain. Finalement, on pourrait examiner la détermination jointe du système d'assurance chômage et de la nature du capital humain, par exemple au travers des choix éducatifs.

6 Preuves

6.1 Proposition 1

(i) Supposons que la contrainte de participation ne sature pas, c'est-à-dire $\lambda = 0$. Les CPO conduisent à assurer parfaitement tous les individus et, pour $i = G, S$ et $j = H, L$, on a $b_j^i = (1 - \tau_j^i) w_j$. En utilisant les différentes contraintes budgétaires, on obtient $b_j^i = w_j \frac{\mu}{\mu + q}$ et $\tau_j^i = \frac{q}{\mu + q}$. Cependant la solution trouvée sature toujours la condition de participation des spécialistes. En effet,

$$\psi(b_H, b_L, \tau) \geq 0 \Leftrightarrow v(b_L^S) \geq v(b_H^S) \quad (67)$$

ce qui est équivalent à $b_L^S \geq b_H^S$. La contrainte de participation sature dès que $b_L^S < b_H^S$. Or, comme par hypothèse $w_L < w_H$ et par construction $\tau_L^S = \tau_H^S$, on a $\omega_L < \omega_H$ et donc $b_L^S < b_H^S$.

(ii) Lorsque la contrainte de participation sature, on a $\lambda > 0$. Les CPO impliquent :

$$v'(b_H^S) \left\{ \frac{(1-\alpha)qz}{(\mu+q)(q+z)} - \lambda(\mu q + q^2 + \mu z) \right\} = v'(\omega_H) \left\{ \frac{(1-\alpha)zq}{(\mu+q)(q+z)} + \lambda zq \right\} \quad (68)$$

$$b_L^S = \omega_L \quad (69)$$

$$b_H^G = \omega_H \quad (70)$$

En utilisant la contrainte de budget, on obtient $b_j^i = \tau_j^i w_j \frac{\mu}{q}$. Finalement,

$$\tau_H^G = \frac{q}{q+\mu} \quad (71)$$

$$b_H^G = \frac{\mu}{q+\mu} w_H \quad (72)$$

$$\tau_L^S = \frac{q}{\mu+q} \quad (73)$$

$$b_L^S = \frac{\mu}{\mu+q} w_L^S \quad (74)$$

(iii) Pour ce qui concerne b_H^S , on remarque que les CPO impliquent :

$$v'(b_H^S) = v'(\omega_H) + \frac{(\mu+q)(q+z)}{(1-\alpha)qz} \lambda [(\mu q + q^2 + \mu z) v'(b_H^S) + zq v'(\omega_H)] \quad (75)$$

Ainsi, $b_H^S < \omega_H$. La contrainte de participation (saturée) s'écrit :

$$\mu z [v(\omega_H) - v(b_H^S)] = q(q+\mu) [v(b_H^S) - v(b_L^S)] \quad (76)$$

Comme le terme de gauche est positif, il en va de même du terme droite. Par conséquent, $b_H^S > b_L^S$. On sait aussi que $b_H^S < b_H^G$. En effet, la contrainte budgétaire s'écrit $b_H^S = \mu w_H^S \tau_H^S / q$, alors que les CPO nous apprennent que $b_H^S < (1 - \tau_H^S) w_H$. Donc $\mu \tau_H^S / q < (1 - \tau_H^S)$, ce qui équivaut à $\tau_H^S < q / (\mu + q)$. Ainsi, $b_H^S < \frac{\mu}{\mu+q} w_H$ et $b_H^S < b_H^G$. Pour conclure, $b_L^S < b_H^S < b_H^G$.

6.2 Proposition 2

Le calcul est donné dans le corps de la Proposition.

6.3 Proposition 3

(i) Supposons que la contrainte de participation ne sature pas, c'est à dire que $\lambda = 0$. Les CPO conduisent à l'assurance parfaite au sein des deux groupes $j = H, L$ d'individus :

$$b_j = (1 - \tau_j) w_j \quad (77)$$

En utilisant les contraintes de budget, il vient :

$$\tau_j = \frac{q}{q+\mu} \quad (78)$$

$$b_j = \frac{\mu}{q+\mu} w_j \quad (79)$$

Cependant les solutions trouvées saturent toujours la condition de participation. En effet, $\psi(\cdot) \geq 0$ est ici équivalent à $v(\omega_L) \geq v(\omega_H)$, soit $\omega_L \geq \omega_H$. Or, comme par hypothèse $w_L < w_H$ et par construction $\tau_L = \tau_H$, on a $\omega_L < \omega_H$. La contrainte est toujours saturée dans le cas où $b_j = \omega_j$, $j = H, L$.

(ii) Comme la contrainte de participation sature, on a $\lambda > 0$. Les CPO impliquent que $b_L = \omega_L$ et

$$v'(b_H) = v'(\omega_H) + \frac{(\mu + q)(q + z)}{(z + \alpha q)q} \lambda [(\mu q + q^2 + \mu z) v'(b_H) + zq v'(\omega_H)] \quad (80)$$

Par conséquent, $b_H < \omega_H$. Les différentes contraintes budgétaires impliquent que $b_j = \mu \tau_j w_j / q$, pour $j = H, L$. En utilisant les CPO, il vient

$$\tau_L = \frac{q}{\mu + q} \quad (81)$$

$$b_L = \frac{\mu}{\mu + q} w_L \quad (82)$$

(iii) On sait que $b_H < \omega_H$. En utilisant la contrainte budgétaire et les CPO, $b_H = \mu \tau_H w_H / q$. Donc, $\mu \tau_H w_H / q < (1 - \tau_H) w_H$ équivaut à $\tau_H < q / (q + \mu)$. Dès lors, $(1 - \tau_H) w_H > \mu w_H / (q + \mu) > \mu w_L / (q + \mu) = b_L$. Pour conclure, $b_H > b_L$.

6.4 Proposition 4

Le calcul est donné dans le corps de la Proposition.

6.5 Proposition 5

Les CPO peuvent être réécrites de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(\cdot)}{\partial b_H} &= 0 \Leftrightarrow \quad (83) \\ \frac{v'(b_H)}{v'(b_L)} &= \frac{\alpha(z + q) + (1 - \alpha)z}{(1 - \alpha)} \frac{q(1 - \alpha) + \lambda q(\mu + q)(q + z)}{zq(1 - \alpha) + \alpha q(q + z) - \lambda(\mu(q + z) + q^2)(\mu + q)(q + z)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(\cdot)}{\partial \tau} = 0 &\Leftrightarrow -w_H v'(\omega_H) \mu z \left[\frac{\alpha q + z}{(\mu + q)(q + z)z} + \lambda \right] - w_L v'(\omega_L) \mu q \left[\frac{(1 - \alpha)}{(\mu + q)(q + z)} + \lambda \right] \\ + v'(b_L) &\left[\frac{(1 - \alpha)}{(\mu + q)(q + z)} + \lambda \right] \frac{\mu}{(1 - \alpha)z} \{q w_L (1 - \alpha)z + z w_H [(1 - \alpha)z + \alpha(q + z)]\} = 0 \quad (84) \end{aligned}$$

Lorsque $\lambda = 0$, l'équation (83) implique que $b_H = b_L$. En outre, (84) s'écrit :

$$\frac{-w_H [v'(\omega_H) - v'(b_L)]}{w_L [v'(\omega_L) - v'(b_L)]} = \frac{(1 - \alpha)q}{\alpha q + z} \quad (85)$$

Par conséquent, $\omega_L < b_L = b_H < \omega_H$.

6.6 Proposition 6

L'effet de α sur ρ dépend de la dérivée seconde de la fonction d'utilité v . Or, la seule propriété que nous exigeons de v est que $v''(\cdot) < 0$. En dehors de cette restriction, v'' peut prendre n'importe quelle valeur,

ce qui est susceptible de changer le signe de la statique comparative. Pour le montrer, posons :

$$A(\alpha) = \frac{(1-\alpha)w_Lq}{(1-\alpha)w_Lq + (\alpha q + z)w_H} \quad (86)$$

La résolution du problème non contraint se ramène alors à la résolution du système suivant de deux équations à deux inconnues :

$$\phi_1 \equiv A(\alpha)v'(\omega_L) + (1-A(\alpha))v'(\omega_H) - v'(b) = 0 \quad (87)$$

$$\phi_2 \equiv \tau \frac{\mu}{q+z} [qw_L(1-\alpha) + w_H(z + \alpha q)] - bq = 0 \quad (88)$$

Les dérivées partielles de ces deux fonctions s'écrivent :

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \alpha} = A'(\alpha)[v'(\omega_L) - v'(\omega_H)] < 0 \quad (89)$$

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \tau} = -w_L A(\alpha) v''(\omega_L) - w_H (1 - A(\alpha)) v''(\omega_H) > 0 \quad (90)$$

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial b} = -v''(b) > 0 \quad (91)$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \alpha} = \tau \frac{\mu q}{q+z} (w_H - w_L) > 0 \quad (92)$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \tau} = \frac{bq}{\tau} > 0 \quad (93)$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial b} = -q < 0 \quad (94)$$

La matrice jacobienne s'écrit :

$$\mathbf{J} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \phi_1}{\partial \tau} & \frac{\partial \phi_1}{\partial b} \\ \frac{\partial \phi_2}{\partial \tau} & \frac{\partial \phi_2}{\partial b} \end{bmatrix} \quad (95)$$

et

$$\begin{bmatrix} \frac{d\tau}{d\alpha} \\ \frac{db}{d\alpha} \end{bmatrix} = \mathbf{J}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \phi_1}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial \phi_2}{\partial \alpha} \end{bmatrix} \quad (96)$$

avec $\mathbf{J}^{-1} = \frac{1}{\det \mathbf{J}} \begin{bmatrix} \frac{\partial \phi_2}{\partial b} & -\frac{\partial \phi_1}{\partial b} \\ -\frac{\partial \phi_2}{\partial \tau} & \frac{\partial \phi_1}{\partial \tau} \end{bmatrix}$ et $\det \mathbf{J} = \frac{\partial \phi_1}{\partial \tau} \frac{\partial \phi_2}{\partial b} - \frac{\partial \phi_1}{\partial b} \frac{\partial \phi_2}{\partial \tau} < 0$.

Il s'ensuit que $d\tau/d\alpha$ a le signe de $\frac{\partial \phi_2}{\partial b} \frac{\partial \phi_1}{\partial \alpha} - \frac{\partial \phi_1}{\partial b} \frac{\partial \phi_2}{\partial \alpha} = -qA'(\alpha)[v'(\omega_L) - v'(\omega_H)] + v''(b)\tau \frac{\mu q}{q+z}(w_H - w_L)$. Le premier terme est positif, le second est négatif. Dès lors, $d\tau/d\alpha$ est de signe ambigu puisqu'il dépend linéairement de v'' . Par ailleurs, $db/d\alpha$ a le signe de $\frac{\partial \phi_2}{\partial \tau} \frac{\partial \phi_1}{\partial \alpha} - \frac{\partial \phi_1}{\partial \tau} \frac{\partial \phi_2}{\partial \alpha} = -\frac{bq}{\tau}A'(\alpha)[v'(\omega_L) - v'(\omega_H)] - \left[w_L A(\alpha) v''(\omega_L) + w_H (1 - A(\alpha)) v''(\omega_H) \right] \tau \frac{\mu q}{q+z} (w_H - w_L) > 0$.

L'ambiguïté de l'impact de α sur ρ naît de l'incertitude sur le taux de taxe τ . Par exemple, supposons que $v(x) = x^a$, $0 < a < 1$. Le taux de remplacement vaut :

$$\rho = \frac{\bar{b}}{\bar{w}} = (q+z) \left(\frac{w_H^a(z+q\alpha) + w_L^a q(1-\alpha)}{(q(1-\alpha)w_L + (z+q\alpha)w_H)^a} \right)^{\frac{1}{a-1}} \quad (97)$$

ce que l'on peut encore écrire :

$$\rho = \frac{\mu}{q} \frac{\tau}{1-\tau} \quad (98)$$

Le taux de remplacement est croissant en τ . Comme τ répond de manière ambiguë aux variations de α , la proportion de généraux a un impact ambigu sur le taux de remplacement moyen de l'assurance chômage.

6.7 Proposition 7

Lorsque $\lambda > 0$, la CPO par rapport à b_H s'écrit :

$$\frac{\partial \ell(\cdot)}{\partial b_H} = 0 \Leftrightarrow \frac{v'(b_H)}{v'(b_L)} = \frac{(\alpha q + z) q}{(1 - \alpha)} \frac{(1 - \alpha) + \lambda(\mu + q)(q + z)}{q(\alpha q + z) - \lambda(\mu(q + z) + q^2)(\mu + q)(q + z)} \quad (99)$$

Ainsi, $v'(b_H) > v'(b_L)$. En utilisant la concavité de la fonction v , on obtient que $b_H < b_L$.

7 Bibliographie

Algan, Y., Cahuc, P., 2009. Civic virtue and labor market institutions. *American Economic Journal: Macroeconomics* 1, 111-145

Becker, G., 1964. Human capital: a theoretical and empirical analysis with special references to education. Columbia University Press

Botero, J., Djankov, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 2004. The regulation of labor. *Quarterly Journal of Economics* 119, 1339-1382

Decreuse, B., Granier, P., 2009. Labor market institutions and the divide of schooling investment between general and specialized skills. Document de travail GREQAM

Martin, J., 1996. Measures of replacement rates for the purpose of international comparisons: A note. *OECD Economic Studies* No 26

Mincer, J., 1974. Schooling, experience, and earnings, New York: NBER Press

Rosen, S., 1983. Specialization and human capital. *Journal of Labor Economics* 1, 43-49

Salthouse TA., 1996. The processing-speed theory of adult age differences in cognition. *Psychological Review* 103, 403-28

Shavell, S., Weiss, L., 1979. The optimal payments of unemployment benefits over time. *Journal of Political Economy* 87, 1347-1362

Shimer, R., Werning, I., 2006. On the optimal timing of benefits with heterogeneous workers and human capital depreciation. NBER Working Paper No 12230

Siérouff, E., Piquard, A., 2004. Attention et vieillissement. *Psychol NeuroPsychiatr Vieillesse* 2, 257-69

Wasmer, E., 2006. Interpreting Europe-US labor market differences: the specificity of human capital investments. *American Economic Review* 96, 811-831

Wright, R., 1986. The redistributive role of unemployment insurance and the dynamics of voting. *Journal of Public Economics* 31, 377-399