

# Critères d'attribution des allocations chômage et performances du marché du travail

Gilles JOSEPH†

**RÉSUMÉ.** – Nous étudions les effets des critères d'attribution des allocations chômage dans un modèle de chômage d'équilibre où les efforts de recherche et les salaires sont endogènes. La prise en compte d'une durée d'emploi minimale exigée pour bénéficier des prestations d'assurance permet ainsi de nuancer, à taux de taxe donné, le rôle des salaires dans la détermination du profil optimal des allocations chômage. Les simulations du modèle suggèrent que la baisse des salaires des employés non-éligibles contribue à la plus grande efficacité d'un profil dégressif des allocations chômage. Nous montrons aussi qu'un durcissement des conditions d'éligibilité peut être favorable à l'emploi et au bien-être de tous les travailleurs lorsque les salaires sont négociés. Enfin, pour un même taux de chômage, la détermination du profil optimal de l'indemnisation implique que la flexibilité salariale soit associée à la poursuite d'un objectif utilitariste, alors que l'application du critère de bien-être rawlsien appelle une forte rigidité des salaires.

---

## Attribution criteria of unemployment benefits and labor market performances

**ABSTRACT.** – We study the effects of attribution criteria of unemployment benefits in an equilibrium model of unemployment where search intensities and wages are endogenous. Taking full account of an eligibility condition requiring a given work duration in order to benefit from unemployment insurance allow us to qualify the role of wages in the definition of the optimal sequence of unemployment benefits. At a given tax rate, numerical exercises suggest that the fall of the ineligible employees' wages contribute to the efficiency of a declining sequence of unemployment benefits. It is also shown that a stricter eligibility requirement could enhance the employment rate and the welfare of all workers when wages are negotiated. Finally, for the same unemployment rate, the optimal profile setting of unemployment benefits implies that wage flexibility is associated to an utilitarian welfare criterion, whereas wage rigidity is more convenient for a rawlsian one.

---

Je remercie Bruno VAN DER LINDEN, Pierre CAHUC, Etienne LEHMANN et Olivier PIERRARD pour leurs commentaires, ainsi que deux rapporteurs anonymes. La rédaction de cet article a été facilitée par le support financier du Service des Études et de la Statistique de la Région Wallonne, et celui du programme de recherche fédéral belge PAI-UAP, P5/10/28. Je reste seul responsable de cet article.

† G. JOSEPH : e-mail : giljoseph@yahoo.fr

# 1 Introduction

---

Dans la plupart des pays de l'OCDE, l'indemnisation du chômage est garantie par un régime d'assurance, relayé par un régime de solidarité. La coexistence de ces deux régimes détermine souvent le profil dégressif des allocations chômage. Le bénéficiaire des prestations d'assurance est toujours soumis à des conditions d'emploi préalable alors que le chômage est habituellement la seule condition à l'octroi des revenus d'assistance<sup>1</sup>. La durée de cotisation ou d'emploi requise pour avoir accès au régime d'assurance varie de 4 mois en France à deux ans au Royaume-Uni, alors que le versement des prestations de ce régime est illimité en Belgique<sup>2</sup> et de seulement 6 mois aux États-Unis, au Royaume-Uni ou au Canada (cf. OCDE, [2002]).

Outre la grande diversité des situations, on constate qu'une proportion non négligeable de chômeurs ne perçoit pas de prestations du régime d'assurance. En 1995, 45 % des chômeurs ne sont pas couverts par ce régime en France. Cette proportion s'élève à 83 % en Grèce et tombe à 19 % en Belgique (cf. MANNING, [1998]). Comme l'ont vivement souligné ATKINSON et MICKLEWRIGHT [1991] et plus récemment MANNING [1998], une meilleure compréhension des effets de l'indemnisation du chômage doit rendre compte de l'hétérogénéité observée des chômeurs et des salariés induite par les caractéristiques des systèmes en vigueur. Dans les modèles de base de chômage d'équilibre (cf. SHAPIRO et STIGLITZ, [1984] ; LAYARD *et al.*, [1991] ou PISSARIDES, [1990]) des allocations indéfiniment distribuées à tous les chômeurs ont toujours un effet négatif sur l'emploi *via* des salaires plus élevés. Elles constituent néanmoins une subvention à la recherche d'emploi et permettent ainsi aux chômeurs de mieux sélectionner les offres qui leur sont proposées. Dans cette optique, elles sont susceptibles d'améliorer la productivité moyenne de l'emploi et la production agrégée (cf. ACEMOGLU et SHIMER, [2000] ; MARIMON et ZILIBOTTI, [1999]). L'objectif de cet article est de fournir un cadre unifié permettant d'étudier l'impact sur le chômage et le bien-être des critères d'attribution des allocations lorsque la productivité des emplois est la même pour tous les travailleurs. Par critères d'attribution, nous entendons non seulement la durée des prestations du régime d'assurance, mais aussi la période d'emploi nécessaire pour en bénéficier.

MORTENSEN [1977] fut le premier à étudier les effets des critères régissant l'indemnisation du chômage sur le comportement des chômeurs à l'aide d'un modèle dynamique de recherche d'emploi. Il dégage trois résultats importants qu'il convient de rappeler. Premièrement, le salaire de réservation d'un chômeur diminue à mesure que se rapproche la fin de l'indemnisation ; le taux de transition vers l'emploi augmente alors avec la durée du chômage. Deuxièmement, une plus grande générosité des allocations incite les chômeurs non-éligibles à rechercher plus activement un emploi afin d'obtenir l'éligibilité et profiter ultérieurement des revenus du chômage (effet d'éligibilité). Enfin, une augmentation des allocations pousse les

---

1. En France, la dépendance des allocations chômage à la durée de cotisation a été instaurée en 1982. Deux ans plus tard est survenue la séparation institutionnelle entre le régime d'assurance et le régime de solidarité. Le premier indemnise pendant une durée limitée les chômeurs ayant préalablement cotisé tandis que les prestations du second sont illimitées dans le temps. En 1992 a été créée l'A. U.D. (Aide Unique Dégressive) qui instaure de manière systématique la dégressivité des prestations d'assurance. Cette dernière a cependant été supprimée dans la convention de l'assurance chômage en janvier 2001.

2. Après la Belgique, les pays ayant les durées d'indemnisation les plus longues, potentiellement 60 mois, sont la France, la Hollande et l'Islande (cf. OCDE, 2002, tableau 2.2, p. 12).

chômeurs en début d'indemnisation à augmenter leur salaire de réservation contrairement à ceux arrivant à sa fin<sup>3</sup>. De ces résultats partiels, il en découle qu'une plus grande générosité des allocations a théoriquement un effet ambigu sur l'emploi. Plus récemment, ATKINSON [1995] et GOERKE [2000] décrivent dans des modèles de salaire d'efficience l'effet indéterminé des allocations chômage lorsque ces dernières sont limitées aux travailleurs honnêtes, licenciés pour des raisons étrangères à leur comportement au travail. CAHUC et ZYLBERBERG [2001] ou FREDRIKSSON et HOLMLUND [2001] soulignent aussi cette ambiguïté dans des modèles d'appariement où coexistent les régimes d'assurance et d'assistance. La présence de sanctions sous la forme d'une baisse des allocations implique aussi des réponses divergentes selon le statut des chômeurs (cf. BOONE et VAN OURS, [2000]). Hormis la dernière (cf. CARLING *et al.*, [2001]), les études empiriques ont plutôt tendance à conforter les prédictions du modèle de MORTENSEN malgré la grande amplitude des résultats obtenus<sup>4</sup>. L'élasticité de la durée du chômage par rapport aux allocations chômage serait ainsi comprise entre 0,2 et 0,9 (cf. LAYARD *et al.*, [1991]). Il semblerait aussi que le taux de sortie du chômage augmente à l'approche de la fin de l'indemnisation (cf. entre autres MEYER, [1990] ; DORMONT *et al.*, [2001]).

L'analyse des conditions d'attribution des allocations chômage conduit naturellement à celle de l'optimalité du profil de l'indemnisation. Depuis l'article fondateur de SHAVELL et WEISS [1979], de nombreuses contributions ont tenté de définir ce profil optimal. Sur les traces de SHAVELL et WEISS, HOPENHAYN et NICOLINI [1997] construisent un modèle principal-agent et montrent que les allocations doivent diminuer avec la durée du chômage, une taxe sur les revenus de l'emploi croissante avec le temps passé au chômage renforçant le caractère incitatif d'un tel profil. En calibrant sur données américaines un modèle dynamique de recherche bilatérale, où le nombre d'emplois et les salaires sont constants, DAVIDSON et WOODBURY [1997] trouvent que la durée optimale de l'indemnisation est infinie avec un ratio de remplacement inférieur à un. Autrement, le ratio de remplacement optimal doit augmenter avec l'abrégement de la durée de l'indemnisation. CAHUC et LEHMANN [2000] et FREDRIKSSON et HOLMLUND [2001] endogénéisent les salaires et leurs résultats convergent pour confirmer l'optimalité, en termes de chômage et de bien-être utilitariste, d'un profil décroissant des allocations. Les premiers supposent que les salaires sont négociés par les *insiders*, d'autres hypothèses relatives à la forme de la fonction d'utilité et à la durée des prestations du régime d'assurance aboutissent à un effort optimal de recherche identique pour tous les chômeurs. Cette dernière hypothèse ne remet pas en cause le principal résultat obtenu, comme le montrent FREDRIKSSON et HOLMLUND [2001] qui supposent quant à eux des négociations individuelles au niveau de la firme. Toutefois, pour ces derniers auteurs comme pour CAHUC et LEHMANN, l'emploi est la seule condition à la qualification au régime d'assurance. Par conséquent, les travailleurs négocient toujours leurs salaires en ayant comme point de menace la valeur du chômage éligible. Une plus forte dégressivité des allocations exerce par conséquent une pression à la hausse sur les salaires défavorable à l'emploi.

La durée d'emploi ouvrant droit aux prestations a peu été étudiée dans la littérature. Rappelons, cependant, les travaux de GREEN et RIDDELL [1997], et de BAKER et REA [1998], qui tentent de dégager l'impact sur l'emploi de l'harmonisation, survenue au Canada en 1990, des critères d'activité préalable à l'indemnisation. Ces auteurs

---

3. Voir aussi VAN DEN BERG [1990] pour une analyse rigoureuse de la non-stationnarité du salaire de réservation avec la durée de l'indemnisation. ALBRECHT et VROMAN [2001] ainsi que COLES et MASTERS [2001] étendent l'analyse dans des modèles de chômage d'équilibre.

4. Pour plus de détails sur la littérature empirique mais aussi théorique, voir les synthèses de ATKINSON et MICKLEWRIGHT [1991], HOLMLUND [1998] ou FREDRIKSSON et HOLMLUND [2003].

montrent, en utilisant un modèle statique d'offre de travail, que les effets théoriques d'une période de qualification plus longue sont ambigus puisque certains individus seront amenés à travailler plus longtemps alors que d'autres, à forte désutilité du travail, préféreront renoncer à leur emploi. Leurs résultats empiriques convergent cependant pour détecter dans les régions concernées par la réforme, un allongement de l'emploi afin de satisfaire aux nouvelles exigences de l'indemnisation. Ils observent aussi un pic du taux de sortie de l'emploi à la fin de la période de qualification.

Cet article reconsidère la question du profil optimal de l'indemnisation du chômage lorsque l'octroi des prestations d'assurance est conditionnée à la durée de cotisation. Nous distinguons alors deux types d'employés et de chômeurs, les éligibles et les non-éligibles au régime d'assurance<sup>5</sup>. Cette distinction et l'hypothèse de négociations *à la Nash* nous permet de caractériser les efforts de recherche et les salaires relatifs à chaque catégorie de chômeur et d'employé, et de quantifier leur rôle dans la détermination des paramètres optimaux de l'indemnisation. En particulier, les simulations du modèle à taux de taxe donné suggèrent que la réaction des salaires est favorable à l'emploi lorsque la dégressivité des allocations est accrue. Le mécanisme à la base de ce résultat consiste en la baisse des salaires des travailleurs non-éligibles avec le degré de dégressivité. En termes de bien-être, la maximisation de l'utilité agrégée conduit à un profil décroissant des allocations chômage, alors que la seule prise en compte de l'utilité des chômeurs non-indemnisés (critère de justice de Rawls) implique un profil plat de l'indemnisation. Nous montrons aussi qu'un durcissement des conditions d'éligibilité est susceptible d'améliorer l'emploi et le bien-être de tous les travailleurs lorsque les salaires sont librement négociés. Enfin, il apparaît qu'un même taux de chômage peut être compatible avec deux profils d'indemnisation différents : le premier est caractérisé par des prestations d'assurance élevées mais distribuées pendant une période relativement courte, tandis que le second présente des caractéristiques opposées. Quel que soit le critère de bien-être retenu, les résultats numériques préconisent toujours le choix du premier profil. Toutefois, la poursuite d'un objectif utilitariste s'accommode davantage de la flexibilité salariale, alors qu'une forte rigidité des salaires convient mieux au critère de bien-être rawlsien.

La section suivante décrit les flux sur le marché du travail ainsi que les comportements des travailleurs et des entreprises. La troisième section présente les négociations salariales et le choix optimal des efforts de recherche. La section 4 expose les différentes simulations du modèle, et la dernière section conclut.

## 2 Description de l'économie

---

On considère une économie décrite en temps continu et constituée d'une population active constante normalisée à 1. Les individus ont une durée de vie infinie et éprouvent de l'aversion pour le risque. Les entreprises produisent un seul type

---

5. Dans tout ce qui suit, les adjectifs éligibles et indemnisés feront indifféremment référence au système d'assurance. Les adjectifs non-éligibles et non-indemnisés feront eux référence au système de solidarité.

de biens servant de numéraire. Pour simplifier, les salariés ne recherchent pas un autre emploi et les emplois occupés sont indépendamment détruits au taux  $s$ . Seuls les salariés ayant cotisé pendant une période suffisante sont éligibles aux prestations d'assurance, limitées dans le temps, de telle sorte qu'il existe toujours une fraction des chômeurs qui ne les perçoit pas. Ces derniers reçoivent toutefois des prestations du système d'assistance qui, par définition, sont plus faibles et illimitées dans le temps. Par conséquent, le taux de chômage total  $u$  s'écrit  $u = u^e + u^n$ , où  $u^e$  et  $u^n$  sont respectivement les masses de chômeurs éligibles et non-éligibles aux prestations du régime d'assurance. Il existe aussi deux catégories d'employés en proportion  $l^e$  et  $l^n$ , identiques en termes de productivité, et telles que  $1 = u^e + u^n + l^e + l^n$ . La première comprend les salariés qualifiés pour le système d'assurance ; la seconde regroupe tous les employés ayant une durée de cotisation trop courte pour dépendre de ce régime. Enfin, le marché des biens est en concurrence parfaite tandis que sur le marché du travail, la rencontre d'un travailleur et d'une entreprise se fait selon un processus d'appariement à la PISSARIDES [1990].

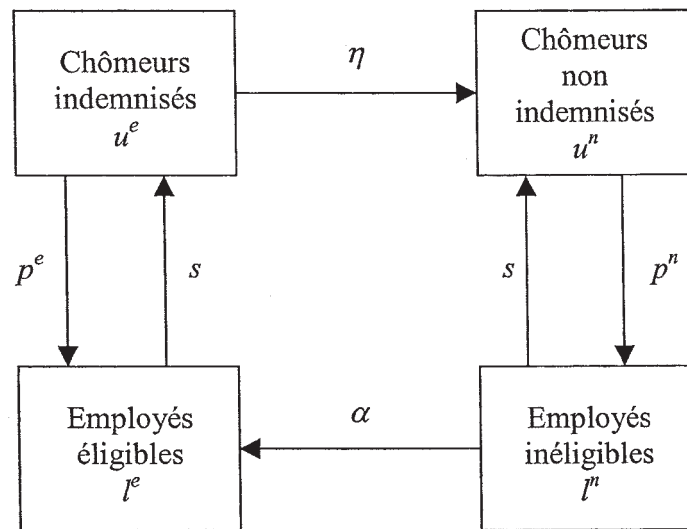
## 2.1 Technologie d'appariement et flux sur le marché du travail

Le marché du travail est caractérisé par l'existence simultanée de travailleurs à la recherche d'un emploi et d'entreprises disposant de postes vacants. Le processus de recherche bilatérale est représenté par une fonction d'appariement agrégée  $M = M(S, v)$ , qui lie le flux des nouvelles embauches  $M$ , au taux d'emplois vacants,  $v$ , et de chercheurs d'emploi,  $S$ . Plus exactement, en notant  $\varepsilon^i$ ,  $i = e, n$  l'intensité de la recherche des chômeurs éligibles et non-néligibles, la contribution des chômeurs au processus d'appariement est donné e par  $S = \pi(\varepsilon^e)u^e + \pi(\varepsilon^n)u^n$ , où  $\pi(\cdot)$  est une fonction, croissante et concave, du rendement de l'effort.  $S$  traduit le comportement actif des chômeurs dans la détermination des flux d'embauche et se comprend comme l'expression du nombre de chômeurs efficaces dans le processus d'appariement. La fonction  $M$  a les caractéristiques traditionnelles : elle est croissante de ses deux arguments, nulle si l'un des arguments est égal à zéro et à rendements d'échelle constants. Cette dernière propriété permet de définir simplement le taux de remplissage d'un emploi vacant par  $m(\theta) = M/v = M(1/\theta, 1)$ , où  $\theta = v/[\pi(\varepsilon^e)u^e + \pi(\varepsilon^n)u^n]$  est l'indicateur de tension sur le marché du travail. Le taux de transition vers l'emploi  $p(\varepsilon^i, \theta)$  d'un chômeur de la catégorie  $i$ ,  $i = e, n$ , est directement influencé par son effort de recherche et s'écrit  $p(\varepsilon^i, \theta) = \pi(\varepsilon^i)\theta m(\theta)$ . Les propriétés de la fonction d'appariement impliquent également que les fonctions  $m(\theta)$  et  $p(\varepsilon^i, \theta)$  sont respectivement décroissante et croissante de l'indicateur de tension  $\theta$ , reflétant ainsi les externalités d'échange sur le marché du travail.

Afin d'éviter les complications techniques liées à la non-stationnarité des efforts de recherche et des salaires lorsque la durée d'indemnisation est fixée (cf. COLES et MASTER, [2001] ; ALBRECHT et VROMAN, [2001]), le versement des prestations d'assurance s'estompe selon un processus poissonnien de paramètre  $\eta > 0$ . On suppose aussi que la fin de la période de qualification est gouvernée par un processus de POISSON de paramètre  $\alpha > 0$ . Par conséquent,  $1/\alpha$  et  $1/\eta$  correspondent respectivement à la durée d'emploi potentiellement requise pour être éligible et

à la durée moyenne d'indemnisation du système d'assurance. Ces hypothèses sont généralement adoptées dans les modèles de chômage d'équilibre pour des raisons de simplicité (cf. entre autres FREDRIKSSON et HOLMLUND, [2001]). Elles impliquent que les efforts de recherche et les salaires seront identiques pour tous les individus d'une même catégorie. Ainsi, seul l'état détermine le niveau des salaires et des efforts de recherche indépendamment du temps passé dans cet état. Un chômeur indemnisé ou non-indemnisé qui trouve un emploi intègre donc indistinctement le stock d'employés respectivement éligibles ou inéligibles. De même, les employés qui perdant leur emploi rejoignent sans distinction le stock de chômeurs correspondant à leur statut. En tenant compte du fait que les emplois sont détruits au taux exogène  $s$ , les flux sur le marché du travail sont représentés par la Figure 1.

FIGURE 1

**Les flux sur le marché du travail**

À l'état stationnaire, les conditions d'équilibre des flux entre les différents états des travailleurs sont décrites en fonction des taux de chômage  $u^e$  et  $u^n$ , de l'indicateur de tension  $\theta$  et des efforts de recherche  $\varepsilon^i$ ,  $i = e, n$ , comme suit :

$$(1) \quad s(1 - u^e - u^n) = [\pi(\varepsilon^e)u^e + \pi(\varepsilon^n)u^n] \theta m(\theta)$$

$$(2) \quad \eta u^e = \frac{\alpha}{\alpha + s} \pi(\varepsilon^n) \theta m(\theta) u^n$$

L'équation (1) décrit les flux entre emploi et chômage tandis que l'équation (2) garantit des stocks constants de travailleurs éligibles et non-éligibles, en emploi ou au chômage. En définissant  $p^i = p(\varepsilon^i, \theta)$ ,  $i = e, n$ , on en déduit les expressions

des taux de chômage et d'emploi correspondant à chaque catégorie de travailleurs, soient :

$$\begin{aligned}
 u^e &= \frac{s}{s + p^e + \frac{\eta(\alpha+s)}{\alpha p^n} (s + p^n)} \\
 u^n &= \frac{s}{s + p^n \left[ 1 + \frac{\alpha(s+p^e)}{\eta(\alpha+s)} \right]} \\
 l^e &= \frac{p^e + \eta}{s} u^e \\
 l^n &= \frac{p^e}{s} u^e + \frac{\alpha p^n}{s(\alpha + s)} u^n
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

À partir du bloc d'équations (3), il est possible de déterminer les effets directs ou effets flux d'une modification des paramètres d'attribution des allocations  $\alpha$  et  $\eta$ . Ces effets déterminent la manière dont est modifiée la composition du chômage et de l'emploi, suite à un assouplissement ou à un durcissement des conditions de l'indemnisation. En particulier, en supposant les efforts de recherche et l'indicateur de tension donnés, un allongement de la durée des revenus d'assurance  $1/\eta$ , entraîne l'augmentation du nombre de prestataires de ce système,  $u^e$ , et une diminution des chômeurs non-indemnisés  $u^n$ . De manière symétrique, un allongement de la durée de qualification  $1/\alpha$  réduit le nombre de bénéficiaires du système d'assurance,  $u^e$ , tout en augmentant celui des chômeurs non-indemnisés  $u^n$ . Afin de rendre compte de l'évolution du chômage en fonction de sa composition et du poids relatif des efforts de recherche, nous définissons l'indicateur d'efficacité moyenne de l'effort  $\Pi = \frac{\pi(\epsilon^e)u^e + \pi(\epsilon^n)u^n}{u^e + u^n}$ , qui permet d'écrire le taux de chômage de la manière suivante :

$$u = \frac{s}{s + \Pi \theta m(\theta)}
 \tag{4}$$

L'équation (4) représente la courbe de Beveridge de notre économie et décrit une relation strictement décroissante et convexe entre le chômage total et l'indicateur de tension  $\theta$ .

## 2.2 Le comportement des travailleurs et des entreprises

### 2.2.1 Les travailleurs

Les travailleurs n'ont pas accès au marché financier, ne peuvent pas s'assurer contre le risque du chômage et par conséquent consomment à chaque instant tout leur revenu. Les employés perçoivent un salaire noté  $w^i$ ,  $i = e, n$ . Le revenu d'un chômeur indemnisé est l'allocation  $z^e > 0$ , tandis que celui plus faible d'un

chômeur non-indemnisé est  $z^n > 0$ . On suppose en outre que  $z^e = \bar{\rho} \bar{w}(1 - \tau)$  et  $z^n = \phi \bar{\rho} \bar{w}(1 - \tau)$  ; les allocations chômage sont parfaitement indexées sur le salaire moyen de l'économie  $\bar{w} = \frac{l^e w^e + l^n w^n}{l^e + l^n}$ ,  $\rho \in [0;1]$  et  $\phi \rho \in [0;1]$ , étant respectivement, les taux de remplacement nets relatifs aux chômeurs couverts par les régimes d'assurance et d'assistance.  $\phi \in [0;1]$  est un paramètre exogène représentant le degré de dégressivité des allocations chômage.

Les employés ne subissent pas de désutilité au travail, mais financent les allocations chômage en supportant une taxe sur les salaires  $\tau w^i$ . Les agents valorisent leurs revenus à l'aide d'une fonction d'utilité concave et additivement séparable en l'effort de recherche. Les utilités courantes des individus sont notées  $v(z^i, \varepsilon^i)$  et  $v(w^i(1 - \tau))$ ,  $i = e, n$  respectivement pour les chômeurs et les salariés, et prennent la forme suivante :

$$v(z^i, \varepsilon^i) = \frac{z^{i-1-\lambda}}{1-\lambda} - \varepsilon^i \text{ et } v(w^i(1 - \tau)) = \frac{[w^i(1 - \tau)]^{1-\lambda}}{1-\lambda}, \text{ si } \lambda \neq 1$$

$$v(z^i, \varepsilon^i) = \ln z^i - \varepsilon^i \text{ et } v(w^i(1 - \tau)) = \ln w^i(1 - \tau), \text{ si } \lambda = 1$$

où  $\lambda \geq 0$  est le coefficient d'aversion au risque. Pour  $\lambda = 0$ , les agents sont neutres au risque. Dans ce cas, leur utilité courante est égale à leur revenu courant diminué de l'effort de recherche. Pour  $\lambda > 0$ , ils ont de l'aversion pour le risque, hypothèse que nous retenons pour justifier une demande d'assurance contre le risque du chômage et la variation des revenus qu'il entraîne.

L'objectif des chômeurs est de choisir le niveau d'effort qui maximise leur utilité intertemporelle. En supposant que tous les individus escomptent le futur au même taux  $r > 0$ , et en notant  $W^e$  et  $W^n$  les utilités intertemporelles des employés éligibles et non-éligibles, l'utilité espérée du chômage est déterminée par les équations de Bellman suivantes :

$$(5) \quad rU^e = \max_{\varepsilon^e} \left[ \frac{z^{e-1-\lambda}}{1-\lambda} - \varepsilon^e + \pi(\varepsilon^e) \theta m(\theta)(W^e - U^e) + \eta(U^n - U^e) \right]$$

$$(6) \quad rU^n = \max_{\varepsilon^n} \left[ \frac{z^{n-1-\lambda}}{1-\lambda} - \varepsilon^n + \pi(\varepsilon^n) \theta m(\theta)(W^n - U^n) \right]$$

L'utilité intertemporelle d'un chômeur éligible comprend trois parties retraçant les gains ou les pertes relatifs aux changements de statut auxquels il sera confronté sur le marché du travail. Premièrement, le flux d'utilité retiré du chômage, c'est-à-dire l'utilité des allocations couramment reçues moins les coûts de recherche. Deuxièmement, le flux de gain espéré,  $W^e - U^e$ , s'il trouve un emploi au taux  $\pi(\varepsilon^e) \theta m(\theta)$ , et enfin la perte relative,  $U^n - U^e$ , s'il reste trop longtemps au chômage et passe au taux  $\eta$  sous le régime d'assistance. Un chômeur couvert par le système de solidarité ne peut être qualifié au système d'assurance sans passer par l'emploi non-éligible. La valeur du chômage inéligible est constituée d'une part du flux



d'utilité engendré par les prestations du système d'assistance, diminué des efforts de recherche fournis et, d'autre part, du gain relatif à l'obtention d'un emploi non-éligible,  $W^n-U^n$ , qui survient avec la probabilité instantanée  $\pi(\varepsilon^n)\theta m(\theta)$ .

La valeur d'un emploi pour un salarié dépend de son ancien statut de chômeur et obéit aux relations d'arbitrage suivante :

$$(7) \quad rW^e = \frac{[w^e(1-\tau)]^{1-\lambda}}{1-\lambda} + s(U^e - W^e)$$

$$(8) \quad rW^n = \frac{[w^n(1-\tau)]^{1-\lambda}}{1-\lambda} + s(U^n - W^n) + \alpha(W^e - W^n)$$

Les équations (7) et (8) s'interprètent comme précédemment. Les employés retiennent leur utilité courante de leurs salaires et les pertes liées à la destruction de l'emploi qui arrive au taux  $s$  sont  $U^e-W^e$  ou  $U^n-W^n$ , selon que le salarié soit respectivement éligible au régime d'assurance ou pas. Dans le dernier cas, il le devient au taux  $\alpha$ , ce qui lui procure un gain  $W^e-W^n$ .

La contrainte de participation au processus de recherche d'emploi pour un chômeur de la catégorie  $i = e, n$  impose que  $W^e > U^e$  et  $W^n > U^n$ <sup>6</sup>. De manière plus formelle, l'examen des équations (5) à (8) nous amène à énoncer la proposition suivante :

PROPOSITION 1 : *Quels que soient  $\alpha, \eta, s, \theta, z^e, z^n > 0, \lambda \geq 0$ , et  $\tau[0,1]$ , on a toujours  $W^e > U^e, W^n > U^n, W^e > W^n$  et  $U^e > U^n$  si  $w^e \geq w^n$ .*

PREUVE : *La démonstration de la proposition 1 se fera en quatre étapes en supposant que  $w^e \geq w^n$  :*

a) *Calculons d'abord la différence entre les équations (7) et (8). On trouve que  $(r+s+\alpha)(W^e-W^n) = v(w^e)-v(w^n)+s(U^e-U^n)$ .*

b) *Supposons maintenant que  $W^e < W^n$ . D'après a), on a  $U^e < U^n$  et l'équation (5) peut se réécrire :*

$$\begin{aligned} rU^e &= \frac{z^{e^{1-\lambda}}}{1-\lambda} - \varepsilon^e + \pi(\varepsilon^e)\theta m(\theta)(W^e - U^e) + \eta(U^n - U^e) \\ &\geq \frac{z^{e^{1-\lambda}}}{1-\lambda} - \varepsilon^e + \pi(\varepsilon^n)\theta m(\theta)(W^e - U^e) + \eta(U^n - U^e) \\ &> \frac{z^{n^{1-\lambda}}}{1-\lambda} - \varepsilon^n + \pi(\varepsilon^n)\theta m(\theta)(W^n - U^n) \\ &> rU^n \end{aligned}$$

6. Il est possible de calculer la valeur de chaque espérance d'utilité  $W^i$  et  $U^i, i = e, n$  en fonction de tous les paramètres et variables du modèle. Par commodité, nous nous intéresserons plutôt aux différences de gains relatives au passage d'un état à un autre. Le calcul de ces dernières est donné en annexe A.1.

La première des inégalités ci-dessus vient de ce que l'effort de recherche optimal d'un chômeur éligible n'est pas forcément égal à celui choisi par un chômeur non-éligible. Il y a trois raisons à la seconde inégalité : premièrement,  $\eta(U^n - U^e) > 0$  si  $U^e < U^n$  ; deuxièmement  $W^e < W^n$  implique, toujours selon a), que  $W^n - U^n < W^e - U^e$  ; enfin, par définition,  $z^e > z^n$ . Aussi, la suite d'inégalités ci-dessus contredit l'hypothèse initiale selon laquelle  $W^e < W^n$ .

c) Afin de prouver que  $W^n > U^n$ , calculons la différence entre les équations (8) et (6) :

$$(r + \pi(\varepsilon^n)\theta m(\theta) + s)(W^n - U^n) = v(w^n) - \frac{z^{n^{1-\lambda}}}{1-\lambda} + \varepsilon^n + \alpha(W^e - W^n)$$

D'après cette dernière relation,  $W^n - U^n < 0$  implique que  $W^e < W^n$ . En utilisant le même raisonnement qu'en b), on en conclut que  $W^n - U^n > 0$ .

d) Soustrayons enfin l'équation (5) de (7) :

$$(r + \pi(\varepsilon^e)\theta m(\theta) + s)(W^e - U^e) = v(w^e) - \frac{z^{e^{1-\lambda}}}{1-\lambda} + \varepsilon^e + \eta(U^e - U^n)$$

Il vient alors que  $W^e < U^e$  implique que  $U^e < U^n$ . Or d'après les points b) et c),  $W^e > W^n$  et  $W^n > U^n$ , ce qui conduit à  $U^n < U^e$  qui est une contradiction. Par conséquent,  $W^e > U^e$  et on déduit facilement, en utilisant le raisonnement mené au point b), que  $U^e > U^n$ .

## 2.2.2 Les firmes

Il existe dans l'économie un grand nombre de firmes de type *one-job-one-firm* disposant d'un emploi vacant ou occupé. Les entreprises sont neutres vis-à-vis du risque et escomptent aussi le futur au taux  $r$ . On suppose de plus qu'à l'ouverture d'un emploi vacant, les entreprises ne connaissent pas le statut des chômeurs qu'elles vont embaucher<sup>7</sup>. En notant  $J^i$  et  $V$  les valeurs actualisées respectivement d'un emploi occupé par un travailleur de type  $i$ ,  $i = e, n$  et d'un emploi vacant, les équations d'arbitrage des entreprises s'écrivent alors :

$$(9) \quad rV = -\gamma + \sum_i h^i (J^i - V), \quad i = e, n$$

7. Cette hypothèse est adoptée par souci de simplicité. Supposons en effet que le statut des chômeurs soit observable par les firmes. Dans la mesure où  $U^e > U^n$ , les entreprises peuvent anticiper que les exigences salariales des travailleurs éligibles seront plus élevées que celles des non-éligibles, et donc que  $w^e > w^n$ . Comme les travailleurs ont la même productivité, les profits espérés de l'embauche d'un chômeur non-éligible devraient être plus élevés, et les entreprises pourraient logiquement adopter un comportement discriminatoire à l'encontre des chômeurs éligibles. Toutefois, un tel comportement impliquerait aussi un renforcement du point de menace des travailleurs non éligibles lors des négociations salariales (cf. BLANCHARD et DIAMOND, [1994]), avec la possibilité d'obtenir  $w^e < w^n$ , ce qui rendrait instable la stratégie d'embauche des firmes tant que  $w^e \neq w^n$ .

où  $h^i = \frac{\pi(\epsilon^i)u^i}{s} m(\theta)$  est le taux auquel une entreprise embauche un chômeur de la catégorie  $i = e, n$ ,

$$(10) \quad rJ^e = y - w^e + s(V - J^e)$$

$$(11) \quad rJ^n = y - w^n + s(V - J^n) + \alpha(J^e - J^n)$$

Avant d'embaucher un chômeur, les entreprises doivent ouvrir, sans coût, un emploi vacant dont le maintien jusqu'au moment de l'embauche nécessite des frais courants d'un montant  $\gamma$ . Au taux  $h^i$ , l'emploi vacant est pourvu ce qui entraîne un flux de gain  $J^i - V$ . L'activité de production d'un emploi occupé procure un flux de profit instantané  $y - w^i$ , où  $y$  est la productivité d'un travailleur. Avec une probabilité instantanée  $s$ , l'emploi est détruit et l'entreprise peut à nouveau se lancer à la recherche d'un nouvel employé. Le flux attendu d'un emploi détruit est donc  $V - J^i$ . Toutefois, un travailleur non-éligible le devient au taux  $\alpha$ , d'où un gain lié à ce changement de statut  $J^e - J^n$ .

Il n'existe pas de barrières à l'entrée sur le marché des biens. Les entreprises rentreront sur ce marché tant que les gains associés à un emploi vacant seront strictement positifs. À l'équilibre on a donc  $V = 0$  et d'après (9),

$$(12) \quad \sum_i h^i J^i = \gamma$$

L'équation (12) indique que l'ensemble des activités de recherche et de production des entreprises doit générer un profit nul à l'équilibre. Elle décrit une relation strictement décroissante entre le salaire  $w^i$  et l'indicateur de tension sur le marché du travail  $\theta$  et s'interprète comme la demande de travail des firmes. Notons que  $J^n \geq J^e$  et que  $\partial J^n / \partial \alpha \leq 0$  si et seulement si  $w^e \geq w^n$ . De plus, à salaires  $w^i$ ,  $i = e, n$  donnés, on a à partir de (12) que  $d\theta/d\alpha \leq 0$  si  $w^n \leq w^e$ . Autrement dit, plus la période de qualification est longue ( $\alpha$  faible), plus le flux de profit attendu après l'embauche d'un chômeur non-éligible est élevé lorsque  $w^n < w^e$ <sup>8</sup>. Les entreprises sont donc incitées à ouvrir plus d'emplois vacants ce qui se traduit une augmentation de l'indicateur de tension sur le marché du travail  $\theta$ .

### 3 Choix optimaux de recherche et négociations salariales

Jusqu'à présent les salaires ont été considérés comme des variables exogènes, en admettant que les employés éligibles sont au moins aussi bien rémunérés que les non-éligibles. Après avoir déterminé la stratégie optimale de recherche des chô-

8. Lorsque  $w^e = w^n$ ,  $J^e = J^n = (y-w)/(r+s)$  et l'équation (12) se réécrit :

$$\frac{y-w}{r+s} = \frac{\gamma}{m(\theta)}$$

meurs à salaires donnés, nous endogénéisons les salaires par un processus de négociations continues au niveau de la firme.

### 3.1 La détermination des efforts des chômeurs

Puisque tous les chômeurs dans l'état  $i = e, n$  recherchent un emploi avec la même intensité, on trouve à partir des problèmes de maximisation (5) et (6), que le niveau optimal des efforts satisfait aux conditions de premier ordre suivantes :

$$(13) \quad -1 + \pi'(\varepsilon^e) \theta m(\theta)(W^e - U^e) = 0$$

$$(14) \quad -1 + \pi'(\varepsilon^n) \theta m(\theta)(W^n - U^n) = 0$$

Les conditions de second ordre sont quant à elles garanties par la concavité de la fonction  $\pi(\cdot)$  et par la proposition 1. À l'optimum, le coût d'une augmentation marginale de l'effort de recherche doit être égal au gain marginal attendu, soit  $\pi'(\varepsilon^i) \theta m(\theta)(W^i - U^i)$ ,  $i = e, n$ . Compte tenu des spécifications retenues pour la fonction d'utilité, ce coût marginal est égal à l'unité. Remarquons que l'hypothèse selon laquelle l'utilité instantanée est une fonction additivement séparable de la consommation et de l'effort, implique que l'effort optimal sera déterminé indépendamment du revenu courant. On aboutit alors à la proposition suivante :

PROPOSITION 2 : *Quels que soient  $\theta > 0$  et  $w^e \geq w^n$ , l'intensité de recherche optimale d'un chômeur éligible sera toujours inférieure à celle d'un chômeur non-éligible.*

PREUVE : *En différenciant les équations (13) et (14) par rapport à  $\varepsilon^i$  et  $W^i - U^i$ ,  $i = e, n$ , et en se rappelant que  $\pi''(\cdot) < 0$ , on trouve que  $\frac{d\varepsilon^i}{d(W^i - U^i)} > 0$ . Or, selon la proposition (1), on a  $W^e - U^e < W^n - U^n$ . D'où  $\varepsilon^n > \varepsilon^e$ .*

Ce résultat se comprend par le fait que les chômeurs couverts par le régime d'assistance sont ceux dont la situation sur le marché du travail est la plus défavorable, puisque  $U^e > U^n$ . Leur plus grand intérêt pour l'emploi se traduit par un niveau d'effort plus élevé que celui des chômeurs éligibles qui, bénéficiant de revenus plus élevés, craignent un peu moins le chômage.

En considérant les salaires, l'indicateur de tension sur le marché du travail et le taux de taxe comme donnés, nous pouvons établir les propriétés suivantes :

PROPOSITION 3 : *i) un allongement de la durée d'indemnisation  $1/\eta$  et une hausse des prestations d'assurance  $z^e$  entraînent une intensification de l'effort de recherche des chômeurs non-indemnisés  $\varepsilon^n$  et un effort de recherche moindre de la part des chômeurs indemnisés  $\varepsilon^e$ .*

*ii) un allongement de la période de qualification au régime d'assurance  $1/\alpha$ , entraîne une augmentation du niveau d'effort des chômeurs éligibles  $\varepsilon^e$ , et une diminution de l'effort des chômeurs non-éligibles  $\varepsilon^n$ .*

*iii) une augmentation des revenus de solidarité  $z^n$  conduit à la réduction de l'effort de recherche de tous les chômeurs.*

PREUVE : En différenciant les conditions de premier ordre (13) et (14) par rapport à  $z^e$ ,  $z^n$ ,  $\alpha$ , et  $\eta$ , et en utilisant les expressions des différences d'utilité espérée (cf. Annexe A.1), on obtient :

$$\frac{d\varepsilon^e}{dz^e} < 0, \frac{d\varepsilon^e}{dz^n} < 0, \frac{d\varepsilon^e}{d\alpha} < 0 \text{ et } \frac{d\varepsilon^e}{d\eta} > 0$$

$$\frac{d\varepsilon^n}{dz^e} > 0, \frac{d\varepsilon^n}{dz^n} < 0, \frac{d\varepsilon^n}{d\alpha} > 0 \text{ et } \frac{d\varepsilon^n}{d\eta} < 0$$

Pour le détail des résultats, voir annexe A.2.

Le premier point de la proposition 3 reprend les résultats partiels dégagés par la théorie de la recherche d'emploi. En particulier, il illustre l'effet d'éligibilité mis en évidence par MORTENSEN [1977]. Les individus non-indemnisés par le système d'assurance augmentent leur effort de recherche lorsque augmente  $z^e$  ou  $1/\eta$ , car l'emploi éligible devient plus attractif. Dans la mesure où l'emploi non-éligible est un prérequis à l'octroi des prestations du système d'assurance, cela implique, selon la condition de premier ordre (14) que  $W^m-U^m$  doit croître avec  $z^e$  ou  $1/\eta$ . Par contre, l'augmentation de  $z^e$  ou  $1/\eta$  améliore la position des chômeurs éligibles par rapport à l'emploi. Donc, le différentiel de gains  $W^e-U^e$  diminue. Il s'ensuit une baisse de l'effort des chômeurs éligibles, qui illustre ainsi l'effet désincitatif des allocations chômage.

Le second point de la proposition 3, quant aux chômeurs indemnisés, s'explique par une plus grande valorisation de l'emploi éligible, par rapport à l'emploi non-éligible, lorsque augmente  $1/\alpha$ . Des conditions d'éligibilité plus strictes rendent en effet la menace du chômage non-éligible plus dissuasive. Afin de l'éviter, les chômeurs indemnisés sont prêts à rechercher plus activement un emploi, pour bénéficier ultérieurement des prestations d'assurance. Par conséquent,  $W^e-U^e$  augmente avec  $1/\alpha$ . La baisse de l'effort des chômeurs non-éligibles vient de la moindre attractivité de l'emploi non-éligible. Une augmentation de  $1/\alpha$  implique en effet que les chances de se qualifier pour le système d'assurance sont plus faibles, ce qui réduit la valeur d'un emploi non-éligible et la différence  $W^m-U^m$ .

Enfin, une baisse des revenus d'assistance,  $z^n$ , aura le même effet sur l'effort des chômeurs éligibles qu'un allongement de la durée de cotisation  $1/\alpha$ . En d'autres termes,  $W^e-U^e$  croît avec  $z^n$ . Par contre, elle valorise l'emploi non-éligible et donc  $W^m-U^m$  augmente, d'où la hausse de l'effort des chômeurs non-indemnisés.

### 3.2 Les salaires

À chaque unité de temps, on suppose que le salaire négocié est la solution de la maximisation du critère de Nash généralisé, qui correspond au produit pondéré des gains que chaque partie prenante à la négociation obtient en cas d'accord. La contribution des travailleurs au critère de Nash est donc  $W^i-U^i$  tandis que celle des entreprises est  $J^i-V$ ,  $i = e, n$ . Le salaire  $w^i$  dans une firme particulière satisfait alors au programme de maximisation suivant :

$$\max_{w^i} (W^i - U^i)^\beta (J^i - V)^{1-\beta}$$

où  $\beta \in [0;1]$  représente le pouvoir de négociation des salariés.

Les négociations qui se font au niveau de la firme ne peuvent pas modifier les caractéristiques globales de l'économie. En particulier, elles ne peuvent influencer le salaire moyen, le niveau des allocations, ou encore la tension sur le marché du travail. Les alternatives des travailleurs et des entreprises en cas d'échec des négociations dépendant de ces grandeurs agrégées, leurs points de menace, respectivement  $U^i$  et  $V$  sont considérés comme exogènes lors des négociations. Les conditions de premier ordre sur les salaires  $w^e$  et  $w^n$  s'écrivent alors respectivement :

$$(15) \quad (1-\beta)(W^e - U^e) = \beta(1-\tau) [w^e(1-\tau)]^{-\lambda} J^e$$

$$(16) \quad (1-\beta)(W^n - U^n) = \beta(1-\tau) [w^n(1-\tau)]^{-\lambda} J^n$$

L'examen des équations (15) et (16) permet d'écrire la proposition 4 :

PROPOSITION 4 : *Quels que soient  $\alpha, \eta, s, \theta, z^e, z^n > 0, \lambda \geq 0$  et  $\tau \in [0,1]$ , des négociations salariales décentralisées imposent que  $w^e > w^n$ .*

PREUVE : a) Calculons d'abord la différence entre (15) et (16), on obtient :

$$(17) \quad W^e - W^n + U^n - U^e = \frac{\beta(1-\tau)}{1-\beta} \left\{ [w^e(1-\tau)]^{-\lambda} J^e - [w^n(1-\tau)]^{-\lambda} J^n \right\}$$

b) Supposons maintenant que  $w^e < w^n$ . D'après (10) et (11), on a  $J^e > J^n$ , ce qui implique que  $[w^e(1-\tau)]^{-\lambda} J^e - [w^n(1-\tau)]^{-\lambda} J^n > 0$  et que le membre de droite de (17) doit être positif ; ce qui amène à  $W^e - U^e > W^n - U^n$ , ou de manière équivalente à  $W^e - W^n > U^e - U^n$ .

c) Réécrivons la différence entre (7) et (8) :

$$(r + \alpha)(W^e - W^n) = v(w^e) - v(w^n) + s \left[ (U^e - U^n) - (W^e - W^n) \right]$$

D'après b), cette dernière relation est vraie si  $W^e < W^n, U^e < U^n$  et donc si  $W^e - W^n < U^e - U^n$ , ce qui est une contradiction. Enfin, à partir de la proposition 1 et de (17), il est facile de montrer que les salaires négociés ne peuvent être égaux.

La proposition 4 est intuitive et fait simplement ressortir le plus grand pouvoir de marchandage des travailleurs éligibles, dont le point de menace lors de négociations  $U^e$  est supérieur à celui des travailleurs non-éligibles,  $U^n$ .

## 4 Applications numériques

À salaires donnés, la résolution du modèle et l'étude des effets d'une modification des périodes de qualification et d'indemnisation se révèlent analytiquement

facile à mener<sup>9</sup>. Toutefois, ces exercices s'avèrent beaucoup plus compliqués lorsque les salaires sont endogènes. L'objectif de cette section est d'évaluer à l'aide de simulations numériques l'ampleur des effets sur le chômage et le bien-être des paramètres qui gouvernent l'indemnisation du chômage, à taux de taxe donné. Il s'agit non seulement du degré de dégressivité des allocations  $\phi$ , mais aussi des paramètres déterminant les durées potentielles d'indemnisation et de qualification  $\eta$  et  $\alpha$ . Afin de boucler le modèle, on suppose enfin que la contrainte budgétaire suivante est toujours satisfaite :

$$(18) \quad \tau(1 - u^e - u^n) = \rho(1 - \tau)(u^e + \phi u^n)$$

Le membre de droite de l'équation (18) représente les dépenses totales liées à l'indemnisation de tous les chômeurs, et le membre de gauche l'ensemble des cotisations prélevées auprès des employés. Notons que l'hypothèse d'un taux de taxe donné signifie que  $\rho$  devra s'ajuster en fonction du niveau et de la composition du chômage.

#### 4.1 Calibration du modèle

Le modèle est calibré afin de représenter sommairement le marché du travail en France en prenant l'année comme période d'analyse. La situation de référence que l'on cherche à reproduire est caractérisée par un taux de chômage de 12 % avec une fréquence du chômage indemnisé de 45 %. Les parts de chômeurs indemnisés et non-indemnisés dans la population active sont donc, respectivement, de 5,4 % et de 6,6 %. Afin de quantifier la générosité des systèmes d'assurance et de solidarité, nous prenons comme valeurs approximatives des taux de remplacement  $\rho$  et  $\phi\rho$ , les taux de remplacement des chômeurs de courte et de longue durée donnés par MARTIN [1996], soit respectivement 0,8 et 0,6. Pour la France, le taux annuel de séparation des emplois est habituellement fixé autour de 10 %, et le taux d'escompte posé à 5 % (cf. par exemple CAHUC et LEHMANN, [2000]).

TABLEAU 1

*Caractéristiques de référence*

$u^e$	$u^n$	$\rho$	$\phi$	$r$	$s$
0,054	0,066	0,8	0,75	0,05	0,1

En tenant compte de la valeur des taux de remplacement retenus et des niveaux de chômage, on déduit que  $\phi = 0,75$  et que le taux de cotisation  $\tau$  qui garantit l'équilibre budgétaire est égal à 8,6 %. On suppose que la technologie d'appariement est de type COBB-DOUGLAS, soit  $M(\pi(\varepsilon^e)u^e + \pi(\varepsilon^n)u^n, v) = (\pi(\varepsilon^e)u^e + \pi(\varepsilon^n)u^n)^\mu v^{1-\mu}$ , avec  $\mu \in ]0, 1[$ . Le taux de remplissage d'un emploi vacant s'écrit alors  $m(\theta) = \theta^\mu$ . Conformément

9. Si les salaires sont exogènes, l'indicateur de tension sur le marché du travail  $\theta$  est directement donné par (12) et ne dépend pas des efforts de recherche des chômeurs. Le modèle se résoud alors aisément et les résultats de la proposition 3 s'appliquent.

à la littérature, nous choisissons pour l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au nombre de chômeurs efficaces la valeur de 0,5 (cf. PETRONGOLO et PISSARIDES, [2001]), le pouvoir de négociation des travailleurs étant aussi fixé à 0,5<sup>10</sup>. La forme fonctionnelle de l'efficacité de l'effort est  $\pi(\epsilon) = \epsilon^\sigma$ , avec  $0 < \sigma < 1$ . Pour la calibration du modèle, et dans les simulations qui suivent, l'élasticité de la fonction d'effort  $\sigma$  est fixée à 0,3 et le coefficient d'aversion au risque à 1,5<sup>11</sup>. Enfin, la productivité est normalisée à l'unité, et le taux de passage de l'emploi inéligible à l'emploi éligible  $\alpha$  est posé à 3, ce qui donne une période potentielle de qualification de 4 mois. Le tableau 2 reprend l'ensemble des paramètres imposés du modèle.

TABLEAU 2

*Paramètres imposés*

$\beta$	$\gamma$	$\sigma$	$\mu$	$\alpha$	$\lambda$
0,5	1	0,3	0,5	3	1,5

Il reste à déterminer les coûts de postage d'un emploi vacant  $\gamma$  et la durée potentielle d'indemnisation  $1/\eta$  compatibles avec les caractéristiques de l'économie données par les tableaux 1 et 2<sup>12</sup>.

TABLEAU 3

*Résultats de la calibration*

$\epsilon^e$	$\epsilon^n$	$\theta$	$w^e$	$w^n$	$\gamma$	$\eta$
0,16	0,22	1,45	0,9	0,8	0,54	0,9

Pour la situation de référence, la durée potentielle d'indemnisation du régime d'assurance est légèrement supérieure à un an,  $1/\eta = 1,1$ , et le coût de postage d'un emploi vacant  $\gamma$  est égal à 0,54<sup>13</sup>. Les efforts de recherche et les salaires sont ordonnés conformément aux propositions 3 et 4.

10. Dans le modèle de PISSARIDES [1990] où les agents sont neutres au risque, la condition d'HOSIOS  $\beta = \mu$  (cf. HOSIOS, [1990]) garantit que l'équilibre décentralisé est optimal. Il convient de signaler que ce n'est pas nécessairement le cas lorsque les agents ont de l'aversion pour le risque (cf. LEHMANN et VAN DER LINDEN, [2002]).

11. Nous avons vérifié que les principaux résultats qualitatifs dégagés dans les simulations qui suivent restent valables pour une large plage des valeurs de  $\lambda$  et  $\sigma$ .

12. Selon la législation en vigueur en France, la durée d'emploi minimale ouvrant droit au régime d'assurance est de quatre mois. La durée d'indemnisation de ce régime est par contre variable et dépend essentiellement de la durée de cotisation, d'où le choix de calibrer  $\eta$ .

13. Ce qui peut paraître élevé. En effet, le coût d'un emploi vacant qui sera occupé par un travailleur éligible est en moyenne  $\frac{\gamma}{h^e}$  et correspond dans notre modèle à 1,7 fois le coût salarial annuel  $w^e$ .

Pour l'embauche d'un travailleur non-éligible, il serait de 1,4 fois  $w^n$ . À partir d'un panel de firmes françaises, ABOWD et KRAMARZ [2003] estiment que les coûts d'embauches représenteraient seulement 3,25 % du coût salarial annuel moyen. Pour retrouver ce résultat, il faudrait que les salaires ou le pouvoir de négociation des travailleurs  $\beta$  soient très élevés (pour notre calibration  $\beta$  devrait être égal à 0,98). Or les rares estimations de ce paramètre pour la France dégagent des valeurs faibles, comprises entre 0,15 et 0,4 (cf. ABOWD et ALLAIN, [1996] ; CAHUC *et al.*, [2002]). Un tel comportement générique du modèle de PISSARIDES a déjà été souligné dans la littérature (cf. par exemple FREDRIKSSON et HOLMLUND, [2001]).



## 4.2 Simulations

### 4.2.1 Profil optimal des allocations chômage

La figure 2 donne les résultats de la simulation du modèle pour différents degrés de dégressivité des allocations chômage  $\phi$ , en gardant constantes les durées d'indemnisation  $1/\eta$  et de cotisation  $1/\alpha$ . Pour mesurer les effets sur le bien-être, nous retenons comme indicateur le niveau de consommation permanente  $C$  d'un individu vivant dans une économie sans risque et compatible avec le niveau de bien-être de notre économie :

$$(19) \quad C = [(1-\lambda)r\Omega]^{-\frac{1}{1-\lambda}}$$

avec  $\Omega = l^e W^e + l^n W^n + u^e U^e + u^n U^n$ . L'équation (19) correspond au critère de bien-être utilitariste. Si le planificateur a une très forte aversion pour l'inégalité, seule importe la situation des individus les plus désavantagés sur le marché du travail, c'est à dire celle des chômeurs couverts par le régime de solidarité. Le niveau de consommation permanente pertinent s'écrit alors  $C^R = [(1-\lambda)rU^n]^{-\frac{1}{1-\lambda}}$  et mesure le critère de bien-être rawlsien. Dans tout ce qui suit, nous nous intéresserons systématiquement à ces deux critères de bien-être.

D'après la figure 2, il ressort qu'un système dégressif est toujours plus favorable à l'emploi qu'un profil plat des allocations chômage. À taux de taxe donné, une dégressivité accrue des allocations chômage (baisse de  $\phi$ ) entraîne une diminution des prestations du régime d'assistance et donc des salaires  $w^n$ . Une plus grande dégressivité implique aussi que les prestations d'assurance augmentent *via* notamment la hausse de  $\rho$ , ce qui exerce une pression à la hausse sur le salaire  $w^e$ . Toutefois, la forte détérioration des revenus des employés et chômeurs non-éligibles exercent une pression à la baisse sur les exigences salariales des travailleurs éligibles, d'où la courbe en cloche de  $w^e$ . On observe aussi que l'écart entre les salaires  $w^e$  et  $w^n$  s'accroît. Or, d'après l'équation (12), l'offre relative d'emplois vacants augmente avec cette différence. Cet effet demande de travail combiné avec la forte hausse des efforts des chômeurs non-indemnisés conduit à une baisse non ambiguë du chômage ( $\Pi\theta m(\theta)$  augmente lorsque  $\phi$  diminue, cf. équation (4)). L'hypothèse d'aversion pour le risque implique en effet que la baisse des revenus les plus faibles entraîne une forte chute de l'utilité courante. L'utilité marginale des revenus augmentant, l'emploi devient beaucoup plus attractif pour les chômeurs non-éligibles, ce qui les incite à fournir un effort plus intensif, réduisant d'autant leur utilité courante. Cette dernière ne peut être compensée par les gains attendus de l'emploi non-éligible, d'où la détérioration du bien-être de ces chômeurs, donné par  $C^R$ . Selon le critère utilitariste, donné par  $C$ , le ratio optimal entre les allocations des régimes d'assurance et d'assistance est égal 1,61, soit  $\phi = 0,62$ .

Afin de mieux appréhender le rôle des salaires, le tableau 4 donne les gains liés au passage d'un profil plat à un profil dégressif de l'indemnisation du chômage, lorsque les salaires sont endogènes et exogènes, les derniers étant fixés à leur niveau de calibration<sup>14</sup>.

14. Rien ne justifie, en toute rigueur, que le salaire des travailleurs éligibles soit supérieur à celui des non éligibles s'ils sont déterminés de manière exogène. Toutefois, recalibrer le modèle tout en imposant un salaire égal pour tous les travailleurs, conduit à des résultats qualitativement identiques.

FIGURE 2

*Les effets de la dégressivité des allocations chômage à taux de taxe donné*

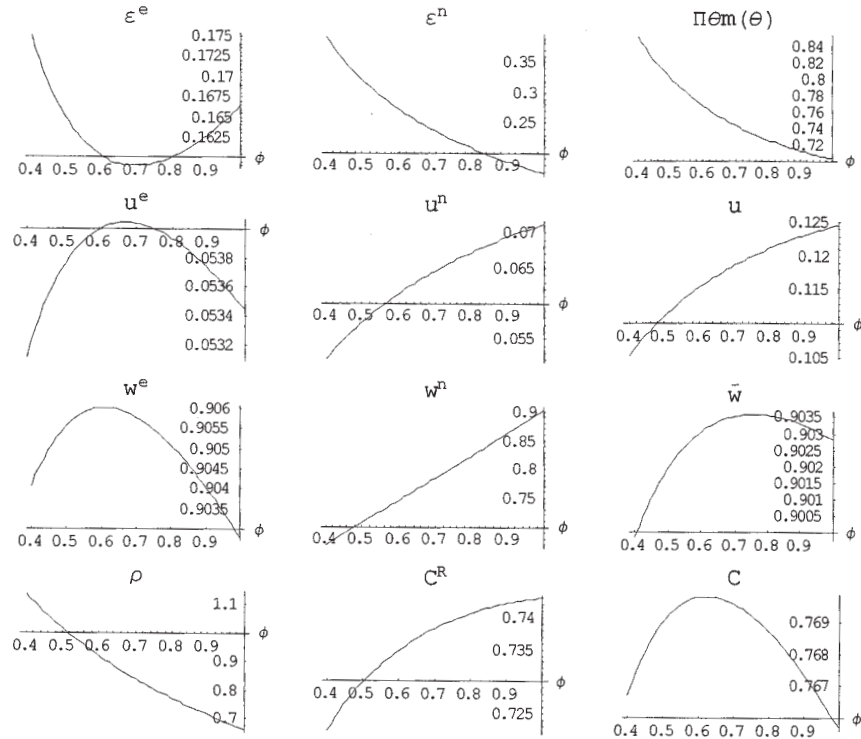


TABLEAU 4

*Gains en emploi et en bien-être pour  $\phi$  passant de 1 à 0,7*

	Salaires exogènes	Salaires endogènes
$\Delta u \times 100$	- 0,55	- 0,60
$\zeta^R$	- 0,355	- 0,64
$\zeta$	0,353	0,50

$\zeta$  et  $\zeta^R$  représentent, pour les critères utilitariste et rawlsien, les gains en pourcentage de la consommation certaine pour  $\phi$  passant de 1 à 0,7<sup>15</sup>.  $C$  augmente de 0,35 % lorsque les salaires sont exogènes contre 0,50 % lorsqu'ils sont endogènes. Dans le même ordre, le chômage décroît de 0,55 point de pourcentage contre 0,60. En termes de bien-être, il semble alors que des négociations décentralisées soient compatibles avec la poursuite d'un objectif utilitariste, et qu'une flexibilité nulle des salaires serve davantage l'objectif rawlsien.

15. Le choix de  $\phi = 0,7$  s'explique par le fait que l'écart optimal entre revenus d'assurance et d'assistance est égal 0,69 lorsque les salaires sont exogènes, contre 0,62 lorsque les salaires sont endogènes.

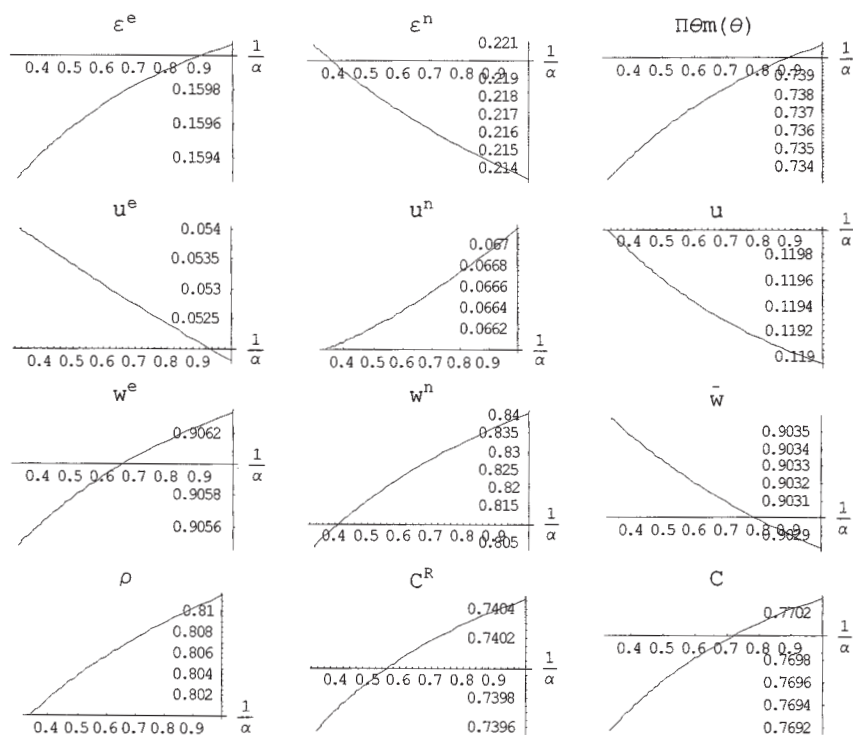
### 4.2.2 Les effets d'un allongement de la période de qualification $1/\alpha$

Le modèle est maintenant simulé pour un allongement de la période de qualification de 3 à 12 mois lorsque le taux de taxe est donné. La figure 3 illustre en particulier l'évolution contrastée des efforts de recherche et des taux de chômage (cf. bloc d'équations (3) et proposition 3). En définitive, les effets nets d'un durcissement des conditions d'éligibilité sur l'emploi et le bien-être sont positifs, mais quantitativement faibles.

L'augmentation et la baisse respectivement des salaires  $w^e$  et  $w^n$  et du salaire moyen  $\bar{w}$  semblent *a priori* contre intuitives, mais s'expliquent essentiellement par l'effet direct de  $\alpha$  sur la composition de l'emploi. Toutes choses égales par ailleurs, une baisse de  $\alpha$  entraîne un accroissement de la part relative des employés non-éligibles au salaire plus faible (cf. bloc d'équation (3)) et génère un flux de profits supplémentaire pour les entreprises employant ce type de travailleur (cf. paragraphe 2.2.2). Ces profits additionnels stimulent de par la condition de libre entrée (12) l'offre d'emplois vacants et sont en partie directement accaparés par les salariés non-éligibles sous la forme de salaires  $w^n$  plus élevés. Notons que l'effet "profit" disparaît si les salaires sont exogènes et égaux. Dans ce cas, l'hypothèse d'inégalité des salaires n'est plus neutre, contrairement au paragraphe précédent. En simu-

FIGURE 3

Les effets d'un durcissement des conditions d'éligibilité à taux de taxe donné



lant le modèle avec des salaires exogènes égaux et compatibles avec la situation de référence, on trouve que le chômage augmente de 0,005 point de pourcentage lorsque la période de qualification passe de 3 mois à 1 an. Il varie de -0,35 point de pourcentage pour des salaires fixés à leur valeur de calibration, contre -0,1 point de pourcentage quand ils sont endogènes. L'impact positif sur l'emploi d'un allongement de la période de qualification s'explique donc essentiellement par le flux de profit supplémentaire lié à la différence entre les salaires  $w^e$  et  $w^n$ .

#### 4.2.3 Les effets d'un allongement de la durée des prestations d'assurance $1/\eta$

Dans la figure 4 est illustré l'impact d'un allongement de la durée des prestations d'assurance  $1/\eta$ , à taux de taxe donné. Contrairement à  $\alpha$ ,  $\eta$  agit directement sur la composition du chômage d'où une hausse et une baisse sensibles respectivement du chômage indemnisé et non-indemnisé. À taux de taxe donné, il s'ensuit une diminution du taux de remplacement  $\rho$  afin de maintenir l'équilibre budgétaire. L'allure en cloche renversée de  $\varepsilon^e$  illustre l'opposition entre les effets "durée" et "niveau" de l'indemnisation. Cette opposition explique aussi l'allure en cloche du salaire  $w^e$ , le point de menace des travailleurs éligibles se renforçant avec la durée des prestations d'assurance, mais s'affaiblissant avec une indemnisation moins généreuse.

Fortement évaluée avec l'hypothèse d'aversion au risque, la baisse des revenus du chômage pousse d'autant plus les chômeurs non-éligibles à rechercher intensément un emploi, d'où le profil monotone croissant de  $\varepsilon^n$ . Elle affaiblit aussi le pouvoir de négociation des travailleurs non-éligibles, d'où la chute constante des salaires  $w^n$ . On constate, en définitive, que du fait des effets de composition et d'éligibilité, le niveau du chômage total est peu sensible à une variation de  $\eta$  et qu'un même taux de chômage peut être compatible avec deux profils d'indemnisation : des prestations d'assurance élevées mais peu étalées dans le temps (Profil 1) et des prestations d'assurance plus faibles, mais garanties plus longtemps (Profil 2). En termes de bien-être, une durée d'indemnisation plus longue associée à des prestations plus faibles est toujours défavorable aux chômeurs non-éligibles ( $C^R$  diminue de façon monotone avec  $1/\eta$ ). Ce résultat doit cependant être apprécié en se rappelant que le poids relatif des chômeurs non-éligibles dans la population totale est remarquablement réduit avec la durée d'indemnisation. Selon le critère utilitariste, la durée optimale du versement des prestations d'assurance est égale à 1,3 an<sup>16</sup>.

Le tableau suivant donne pour un même taux de chômage, les gains relatifs au choix d'un profil d'indemnisation lorsque les salaires sont endogènes.

Le tableau 5 se lit de la manière suivante : pour un taux de chômage de 12,1 %, les durées d'indemnisation associées sont  $1/\eta = 0,52$  (Profil 1) ou  $1/\eta = 3,9$  (Profil 2) lorsque les salaires sont endogènes. En prenant le Profil 1 comme référence, la consommation certaine devrait diminuer de seulement 0,04 % selon un critère utilitariste, contre 1,3 % selon le critère rawlsien, si le Profil 2 était

16. La simulation du modèle pour des variations simultanées de  $\alpha$  et  $\eta$  ne modifie pas les résultats obtenus en supposant  $\alpha$  fixé à 3. L'effet profit mis en exergue dans le paragraphe précédent implique néanmoins que la période optimale de qualification est de 1 an selon le critère utilitariste lorsque les salaires sont négociés. Mais les gains obtenus en posant  $\alpha = 1$  sont quantitativement très faibles. Lorsque les salaires sont exogènes et égaux, nous avons déjà souligné l'impact minime de  $\alpha$ .

FIGURE 4

*Les effets d'un allongement de la durée des prestations d'assurance à taux de taxe donné*

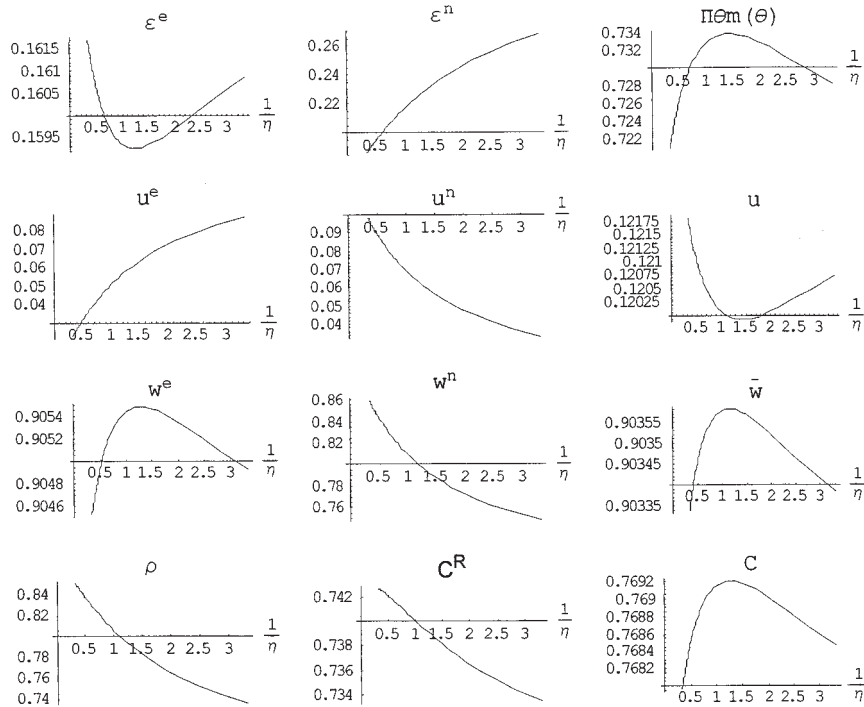


TABLEAU 5

*Profils d'indemnisation, taux de chômage et bien-être*

	$\zeta$	$\zeta^R$	$1/\eta$
$u = 12,01$	- 0,2	- 0,53	0,97 ; 2
$u = 12,05$	- 0,032	- 0,94	0,7 ; 2,9
$u = 12,08$	- 0,037	- 1,16	0,58 ; 3,5
$u = 12,1$	- 0,039	- 1,3	0,52 ; 3,9

appliqué. Pour un même niveau de chômage, les résultats du tableau 5 semblent ainsi plaider en faveur du Profil 1, quel que soit le critère de bien-être retenu. On aboutit à un résultat identique lorsque les salaires sont exogènes. Toutefois, le choix du profil avec la durée d'indemnisation relativement longue apparaît dans ce cas beaucoup plus coûteux selon le critère utilitariste, ce résultat étant renversé pour le critère rawlsien : par exemple pour  $u = 12,1$  on a  $\zeta = -0,073$  et  $\zeta^R = -0,085$ . Conformément aux résultats du paragraphe 4.2.1., de la plus ou moins grande aversion pour l'inégalité du planificateur devrait alors dépendre le degré de flexibilité des salaires.

## 5 Conclusion

---

Cet article étudie l'optimalité de l'indemnisation du chômage lorsqu'elle est soumise à des conditions d'emploi préalable dans un modèle où les efforts de recherche des chômeurs et les salaires sont endogènes. Selon un critère utilitariste, nos résultats plaident fortement en faveur d'un profil dégressif des allocations chômage. Il apparaît en effet qu'un durcissement sensible des conditions d'éligibilité ne constitue pas un levier important de politique économique. Toutefois, leur prise en compte permet des résultats beaucoup plus robustes sur les autres leviers que constituent notamment les salaires. En se référant à un même taux de chômage, les simulations proposées permettent enfin d'éclairer l'arbitrage entre niveau et durée des prestations d'assurance. Elles suggèrent en effet que le profil optimal devrait être associé à une plus ou moins forte flexibilité salariale selon que le planificateur poursuit, respectivement, un objectif social utilitariste ou rawlsien.

Les résultats obtenus dans cet article reposent fortement sur l'hypothèse que les conditions d'éligibilité ou la fin des droits aux prestations d'assurance sont gouvernées par un processus poissonnien, afin de rendre stationnaires les efforts de recherche et les salaires. En modifiant l'effort agrégé et le salaire moyen, la non-stationnarité de ces variables, liée à des durées d'indemnisation et de qualification fixées, pourrait conduire à des effets quantitativement différents de ceux que nous obtenons. Les contributions récentes rendant compte de la non-stationnarité dans des modèles de chômage d'équilibre se focalisent sur la dépendance des allocations à la durée du chômage lorsque les agents sont neutres au risque (cf. COLES et MASTER, [2001] ; ALBRECHT et VROMAN, [2001]). L'extension éventuelle de nos résultats à un environnement non-stationnaire constitue ainsi un objectif stimulant pour des recherches futures.

## Références

- ABOWD J.M. et ALLAIN L. (1996). – « Compensation structure and product market competition », *Annales d'Économie et de Statistique*, 41/42, p. 207-17.
- ABOWD J.M. et KRAMARZ F. (2003). – « The costs of hiring and separations », *Labour Economics*, 10(5), p. 499-530.
- ACEMOGLU D. et SHIMER R. (2000). – « Productivity gains from unemployment insurance », *European Economic Review*, 44 (7), p. 1195-224.
- ALBRECHT J. et VROMAN S. (2001). – « Equilibrium search with time varying unemployment benefits », mimeo, *Georgetown University*.
- ATKINSON T. (1995). – « Incomes and the Welfare State », *Cambridge University Press*, Cambridge.
- ATKINSON A.B. and MICKLEWRIGHT J. (1991). – « Unemployment compensation and the labor market transition: a critical review », *Journal of Economic Literature*, 29(4), p. 1679-727.
- BLANCHARD O.J. et DIAMOND P. (1994). – « Ranking, unemployment and wages », *Review of Economic Studies*, 61, p. 417-32.
- BAKER M. et REA S.A. (1998). – « Employment spell and unemployment eligibility requirements », *The Review of Economics and Statistics*, p. 80-94.
- BOONE J. et VAN OURS J.C. (2000). – « Modeling financial incentives to get unemployment back to work », *IZA Discussion Paper*, 108.

- CAHUC P. et LEHMANN E. (2000). – « Should unemployment benefits decrease with unemployment spell? », *Journal of Public Economics*, 77, p. 135-53.
- CAHUC P., GIANELLA C., GOUX D. et ZYLBERBERG A. (2002). – « Equalizing wage differences and bargaining power: evidence from a panel of french firms », *IZA Discussion Paper*, 582.
- CAHUC P. et ZYLBERBERG A. (2001). – « Le marché du Travail », *De Boeck Université*.
- CARLING K., HOLMLUND B. et VEJSIU A. (2001). – « Do benefits cuts boost job finding? Swedish evidence from the 1990s », *Economic Journal*, 111, p. 766-90.
- COLES M. et MASTERS A. (2001). – « Duration dependent UI payments and equilibrium unemployment », mimeo, *University of Essex*.
- DORMONT B., FOUGERE D. et PRIETO A. (2001). – « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise de l'emploi », mimeo, Thema, *Université Paris X-Nanterre*.
- DAVIDSON C. et WOODBURY S.A. (1997). – « Optimal unemployment insurance », *Journal of Public Economics*, 64, p. 359-87.
- FREDRIKSSON P. et HOLMLUND B. (2001). – « Optimal unemployment insurance in search equilibrium », *Journal of Labor Economics*, 19(2), p. 370-99.
- FREDRIKSSON P. et HOLMLUND B. (2003). – « Improving incentives in unemployment insurance: A review of recent studies », mimeo, *Uppsala University*.
- GOERKE L. (2000). – « On the structure of unemployment benefits in shirking models », *Labour Economics*, 7, p. 283-95.
- GREEN D.A. et RIDELL W.C. (1997). – « Qualifying for unemployment insurance: An empirical analysis », *The Economic Journal*, 107, p. 67-84.
- HOLMLUND B. (1998). – « Unemployment insurance in theory and practice », *Scandinavian Journal of Economics*, 100, p. 113-41.
- HOPENHAYN H. et NICOLINI J.P. (1997). – « Optimal unemployment insurance », *Journal of Political Economy*, 105, p. 412-38.
- HOSIOS A. (1990). – « On the efficiency of matching and related models of search and unemployment », *Review of Economic Studies*, 57, p. 279-98.
- LAYARD R., NICKELL S. et JACKMAN R. (1991). – « Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market », *Oxford University Press*.
- LEHMANN E. et VAN DER LINDER B. (2002). – « On the optimality of search matching equilibrium when agents are risk adverse », *IRES Working Paper*, 2002-23, Université Catholique de Louvain.
- MANNING A. (1998). – « Comment on Holmlund's "Unemployment insurance in theory and practice" », *Scandinavian Economic Review*, 100(1), p. 142-4.
- MARTIN J.-P. (1996). – « Indicateurs de taux de remplacement aux fins de comparaisons internationales », *Revue Économique de l'OCDE*, 26, p. 115-32.
- MARIMON R. et ZILIBOTTI F. (1999). – « Unemployment vs. mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits », *Economic Journal*, 109, p. 266-91.
- MEYER B. (1990). « Unemployment insurance and unemployment spell », *Econometrica*, 58, p. 757-82.
- MORTENSEN D.T. (1977). – « Unemployment insurance and job search decisions », *Industrial and Labor Relations Review*, 30(4), p. 505-17.
- OCDE (2002). – « Wages and benefits », Paris.
- PETRONGOLO B. et PISSARIDES C. (2001). – « Looking into the black box: A survey of the matching function », *Journal of Economic Literature*, 39, p. 390-431.
- PISSARIDES C.A. (1990). – « Equilibrium Unemployment Theory », Basil Blackwell, *Oxford*, première édition.
- SHAPIRO C. et STIGLITZ J. (1984). – « Equilibrium unemployment as a worker discipline device », *American Economic Review*, 74, p. 433-44.
- VAN DEN BERG G. (1990). – « Non stationarity in job search theory », *Review of Economic Studies*, 57, p. 255-77.

## ANNEXE

### A.1 *Le calcul des différences d'utilité*

En résolvant les équations (5), (6), (7) et (8) en  $W^e-U^e$ ,  $W^n-U^n$ ,  $W^e-W^n$  et  $U^e-U^n$ , on obtient :

$$W^e - U^e = \frac{1}{\Delta} \left\{ \begin{aligned} & [(r + p^n + s)(r + \alpha) - \alpha s] [(r + \eta)(v_{em}^e - v_u^e) + \eta(v_u^e - v_u^n)] \\ & - \eta p^n (r + \alpha)(v_{em}^n - v_u^n) - \alpha \eta p^n (v_{em}^e - v_{em}^n) \end{aligned} \right\}$$

$$W^n - U^n = \frac{1}{\Delta} \left\{ \begin{aligned} & [(r + p^e + s)(r + \eta) - \eta p^e] [(r + \alpha)(v_{em}^n - v_u^n) + \alpha(v_{em}^e - v_{em}^n)] \\ & - \alpha s [(r + \eta)(v_{em}^e - v_u^e) + \eta(v_u^e - v_u^n)] \end{aligned} \right\}$$

$$W^e - W^n = \frac{1}{\Delta} \left\{ \begin{aligned} & [(r + p^e + s)(r + \eta) - \eta p^e] [(r + p^n + s)(v_{em}^e - v_{em}^n) + s(v_{em}^n - v_u^n)] \\ & - s(r + \eta)(r + p^n + s)(v_{em}^e - v_u^e) + s \eta p^n (v_{em}^n - v_u^n) \\ & - s \eta (r + p^n + s)(v_u^e - v_u^n) \end{aligned} \right\}$$

$$U^e - U^n = \frac{1}{\Delta} \left\{ \begin{aligned} & (r + p^e + s) [(r + p^n + s)(r + \alpha) - \alpha s] (v_u^e - v_u^n) \\ & - p^n (r + \alpha)(r + p^e + s)(v_{em}^n - v_u^n) - \alpha p^n (r + p^e + s)(v_{em}^e - v_{em}^n) \\ & + \left\{ p^e [(r + p^n + s)(r + \alpha) - \alpha s] + \alpha s p^n \right\} (v_{em}^e - v_u^e) \end{aligned} \right\}$$

avec  $\Delta = [(r + p^n + s)(r + \alpha) - \alpha s] [(r + p^e + s)(r + \eta) - \eta p^e] - \alpha s \eta p^n > 0$ ,  $p^i = p(\varepsilon^i, \theta)$ ,  
 $v_u^i = v(z^i, \varepsilon^i)$  et  $v_{em}^i = v(w^i(1 - \tau))$ , pour  $i = e, n$ .

### A.2 *Preuve de la proposition 3*

Les conditions de premier ordre (13) et (14) peuvent s'écrire :

$$\Phi^i \equiv -1 + \pi'(\varepsilon^i) \theta m(\theta) (W^i - U^i) = 0, \text{ pour } i = e, n$$

Les dérivées partielles de la fonction  $\Phi^i$  sont :

$$\Phi_{\varepsilon^i}^i = \pi''(\varepsilon^i) \theta m(\theta) < 0,$$

$$\Phi_{\alpha}^e = \frac{\partial (W^e - U^e)}{\partial \alpha} = -r \eta p^n \Delta^{-1} (W^e - W^n) < 0,$$



$$\Phi_{\alpha}^n = \frac{\partial(W^n - U^n)}{\partial\alpha} = r((r + p^e + s)(r + \eta) - \eta p^e)\Delta^{-1}(W^e - W^n) > 0,$$

$$\Phi_{\eta}^e = \frac{\partial(W^e - U^e)}{\partial\eta} = r((r + p^n + s)(r + \alpha) - \alpha s)\Delta^{-1}(U^e - U^n) > 0,$$

$$\Phi_{\eta}^n = \frac{\partial(W^n - U^n)}{\partial\eta} = -r\alpha s\Delta^{-1}(U^e - U^n) < 0,$$

$$\Phi_{z^e}^e = \frac{\partial(W^e - U^e)}{\partial z^e} = -r((r + p^e + s)(r + \eta) - \eta p^e)\Delta^{-1} \frac{\partial v_u^e}{\partial z^e} < 0,$$

$$\Phi_{z^n}^e = \frac{\partial(W^e - U^e)}{\partial z^n} = -r\eta(r + \alpha + s)\Delta^{-1} \frac{\partial v_u^n}{\partial z^n} < 0,$$

$$\Phi_{z^n}^n = \frac{\partial(W^n - U^n)}{\partial z^n} = \alpha s\eta - (r + \alpha)((r + p^e + s)(r + \eta) - \eta p^e)\Delta^{-1} \frac{\partial v_u^n}{\partial z^n} < 0,$$

$$\Phi_{z^e}^n = \frac{\partial(W^n - U^n)}{\partial z^e} = r\alpha s\Delta^{-1} \frac{\partial v_u^e}{\partial z^e} > 0,$$

Par conséquent,

$$\frac{d\varepsilon^e}{d\alpha} = \frac{-\Phi_{\alpha}^e}{\Phi_{\varepsilon^e}^e} < 0, \quad \frac{d\varepsilon^e}{d\eta} = \frac{-\Phi_{\eta}^e}{\Phi_{\varepsilon^e}^e} > 0, \quad \frac{d\varepsilon^e}{dz^e} = \frac{-\Phi_{z^e}^e}{\Phi_{\varepsilon^e}^e} < 0, \quad \frac{d\varepsilon^e}{dz^n} = \frac{-\Phi_{z^n}^e}{\Phi_{\varepsilon^e}^e} < 0,$$

$$\frac{d\varepsilon^n}{d\alpha} = \frac{-\Phi_{\alpha}^n}{\Phi_{\varepsilon^n}^n} > 0, \quad \frac{d\varepsilon^n}{d\eta} = \frac{-\Phi_{\eta}^n}{\Phi_{\varepsilon^n}^n} < 0, \quad \frac{d\varepsilon^n}{dz^e} = \frac{-\Phi_{z^e}^n}{\Phi_{\varepsilon^n}^n} > 0, \quad \frac{d\varepsilon^n}{dz^n} = \frac{-\Phi_{z^n}^n}{\Phi_{\varepsilon^n}^n} < 0.$$