

Transfert de Prestations, Salaire et Chômage d'Équilibre

Gilles JOSEPH *

RÉSUMÉ. – Nous étudions l'impact de long terme d'une politique visant à convertir les allocations des chômeurs de longue durée, supposés moins productifs, en subventions pour les entreprises. Les chômeurs de longue durée, discriminés à l'embauche, se distinguent par des salaires et un taux de sortie du chômage plus faibles. À taux de taxe donné, nous montrons qu'une telle politique peut avoir un effet positif sur les salaires et l'emploi, alors que le niveau de l'indemnisation du chômage est réduit. L'application d'une telle mesure pourrait toutefois s'avérer nettement plus efficace, aussi bien en termes d'emploi que de bien-être, si elle est ciblée sur le segment du marché du travail rémunéré au salaire minimum.

Benefits Transfer Program, Equilibrium wage and Unemployment

ABSTRACT. – We study the long-term effects of a policy that consists in converting long-term unemployment benefits into employment subsidies. Long-term unemployed are supposed to have a lower productivity, and so, are discriminated against. Consequently, they have a lower exit rate from unemployment and earn lower wages. For a given tax rate, we show that such a policy increases wages and employment, whereas unemployment benefits are reduced. It is also shown that this policy targeted on workers employed at the minimum wage could be much more efficient, leading to higher employment rate and welfare.

* Je remercie pour leurs remarques tous les participants au séminaire d'EUREQua (Paris), au Séminaire d'Économie du CEREGMIA (Martinique) et au colloque T2M 2000. Je tiens à remercier en particulier Pierre CAHUC et Thomas WEITZENBLUM pour les discussions utiles que nous avons eu au sujet de cet article, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions. Je reste seul responsable des éventuelles erreurs et insuffisances.

Ires, Université Catholique de Louvain.

E-mail : joseph@ires.ucl.ac.be

JEL code : H20, J31, J41, J71

1 Introduction

Dans les années quatre-vingt-dix, la politique de l'emploi est marquée, dans la plupart des pays européens, par une volonté de redéploiement des ressources au bénéfice des politiques actives du marché du travail. Cette tendance qui s'inscrit dans le mouvement de réforme des systèmes d'indemnisation du chômage, concrétise ainsi l'idée qu'il est toujours plus souhaitable de consacrer les ressources disponibles à l'emploi des chômeurs, plutôt qu'au simple maintien de leur revenu.

Dans cette perspective, plusieurs systèmes d'indemnisation européens comme celui de la France, de l'Allemagne ou des Pays-Bas, adoptèrent des mesures plus directement favorables aux entreprises afin de promouvoir l'embauche des chômeurs. En France, à l'instigation de l'État, l'accord du 8 juin 1994 conclu entre le patronat et les syndicats crée les conventions de coopération par lesquelles le régime d'assurance chômage accorde une aide aux entreprises qui recrutent des demandeurs d'emploi indemnisés depuis plus de huit mois. Le montant de cette aide est égal aux allocations qui auraient été versées aux chômeurs en l'absence d'embauche pendant une durée maximale de douze mois (*cf.* DANIEL et TUCHSZIRER [1999], chap. 6).

Plusieurs expériences consistant à offrir un bonus aux employeurs de chômeurs éligibles à l'indemnisation du chômage, dans l'éventualité d'une embauche rapide et durable, ont été conduites aux États-Unis dans les années quatre-vingt. Une condition de réussite de ces programmes était que les dépenses engagées fussent couvertes par les économies réalisées par le système d'indemnisation. Les résultats de ces expérimentations furent plutôt positifs, mais ces dernières ne furent pas généralisées (*cf.* MEYER [1995]).

Cet article traite de l'impact macroéconomique de long terme d'une politique de subventions aux entreprises embauchant des chômeurs de longue durée, par hypothèse moins productifs et discriminés à l'embauche. Dans la lignée des travaux de SNOWER [1994, 1996], il étudie la possibilité de rendre plus efficaces les allocations chômage, utilisées alors comme des « bons » d'emploi auprès des employeurs, afin de réduire leurs coûts d'embauche ou de formation. Les allocations chômage sont, en effet, souvent accusées d'accroître la durée et le niveau du chômage par leurs effets désincitatifs sur la recherche d'emploi, la pression à la hausse qu'elles exercent sur les salaires et les coûts liés à leur financement¹. En les convertissant en subventions, elles pourraient ainsi réduire ces inefficacités en promouvant l'emploi des individus les plus désavantagés sur le marché du travail, en particulier les chômeurs de longue durée.

De façon formelle, SNOWER [1996] analyse les effets de ce transfert de prestations (*Benefit Transfer Program*) en supposant que les subventions diminuent d'autant les salaires et que l'impact sur l'emploi dépend directement de l'élasticité de la demande de travail par rapport au salaire. Sans distinguer les chômeurs selon leur ancienneté au chômage, il tient compte des

1. Pour une synthèse récente sur les effets des allocations chômage, voir par exemple HOLMLUND [1998].

effets de substitution et des effets d'aubaine habituellement générés par ce type de mesure. Les simulations qu'il propose pour plusieurs pays de l'OCDE font ressortir un effet significatif sur l'emploi et le chômage, et présument ainsi de l'opportunité de la mesure.

SNOWER et ORSZAG [1997] arrivent sensiblement aux mêmes résultats à partir d'un modèle markovien dans lequel les travailleurs en poste ont une productivité supérieure à celle des chômeurs. En prenant aussi en compte les effets de substitution et d'aubaine, ils montrent que l'effet net sur l'emploi est positif si la probabilité d'embauche due à la subvention est supérieure à celle des licenciements. Pour garantir que le transfert des allocations aux entreprises n'est pas coûteux pour l'État, ces auteurs supposent que le montant de la subvention dépend des allocations économisées. COE [1996] souligne que cette hypothèse, qui se vérifie *ex post*, signifie que le bonus n'est pas directement lié aux allocations perçues au moment de l'embauche, mais aux gains provenant du flux potentiel de recettes fiscales et d'allocations non versées engendré par l'emploi supplémentaire. Or, ces gains sont *a priori* difficiles à déterminer, impliquant que le montant de la subvention ne peut être connu, ni la neutralité budgétaire d'une telle politique vérifiée *ex ante*.

L'approche de cet article diffère des études précédentes dans le sens où la subvention attribuée aux entreprises dépend directement du niveau et de la durée moyenne de versement des allocations couramment en vigueur, dans un cadre théorique emprunté à PISSARIDES [1990]. Cette étude s'inscrit ainsi dans la littérature sur l'impact des subventions dans les modèles d'appariement (*cf.* PISSARIDES [1990]; MORTENSEN et PISSARIDES [1998]), mais s'en démarque, outre par la nature de la subvention dont le montant est déterminé de manière endogène, par l'hétérogénéité des chômeurs et des salaires².

On distingue deux types de chômeur, de courte et de longue durée. Ces derniers, du fait de leur chômage prolongé, sont moins productifs et feront l'objet d'une discrimination à l'embauche³. Les firmes n'offrent, en effet, qu'un seul type de poste qui nécessite une remise à niveau coûteuse en cas d'embauche d'un chômeur de longue durée. Dans la mesure où la formation des chômeurs est profitable aussi bien pour les entreprises que pour les chômeurs, le processus de négociation sera formalisé de manière à assurer le partage des coûts de formation entre les deux parties. On suppose ainsi que les salaires sont le résultat d'une négociation unique entre le travailleur et l'entreprise au moment de l'embauche. Cette dernière hypothèse conduit à deux niveaux de salaire, en faveur des chômeurs de courte durée, dont l'écart reflète la discrimination et le partage des coûts de formation.

2. Dans PISSARIDES [1998], le taux de destruction des emplois est endogène, ce qui ne sera pas le cas ici.

3. Le faible taux de transition vers l'emploi des chômeurs de longue durée peut, en effet, s'expliquer par la discrimination des employeurs à leur rencontre (*cf.* OCDE [1996], chap. 3). Ces travailleurs sont souvent considérés comme étant moins productifs, car plus sensibles au risque d'une perte en capital humain. Les employeurs redoutant les phénomènes d'antisélection, refusent alors de les embaucher (*cf.* LOCKWOOD [1991]; ACEMOGLU [1995]). Les firmes peuvent aussi préférer embaucher les chômeurs se distinguant par une caractéristique étrangère à leur productivité : durée du chômage (BLANCHARD et DIAMOND [1994]), sexe, âge, race ou santé mentale (ROCHETEAU [1995]; ROSEN [1997]). Un tel comportement discriminatoire, sans conséquence *ex ante* pour la firme, conduit à une part du chômage de longue durée et à un taux de chômage global supérieurs à ceux qui prévaudraient en son absence.

À taux de taxe donné, nous montrons que la politique de transfert des prestations ciblée sur les chômeurs de longue durée peut avoir un effet positif sur les salaires et l'emploi, tout en réduisant l'écart salarial et le niveau de l'indemnisation du chômage. Ce comportement des salaires s'explique essentiellement par l'appropriation par les anciens chômeurs de longue durée, d'une partie de la subvention lors des négociations salariales. Afin d'évaluer l'importance de la réaction des salaires sur l'emploi, nous nous intéresserons aussi au cas où le salaire des bénéficiaires de la politique de transfert est déterminé de manière exogène. Les exercices de simulation suggèrent alors que cette dernière pourrait être beaucoup plus efficace en l'absence de négociations salariales, préconisant ainsi son ciblage sur le secteur du marché du travail régi par un salaire minimum.

Après avoir explicité la fonction d'appariement et les flux d'entrées et de sorties du chômage, la section 2 présente les comportements des entreprises et des travailleurs. La section 3 décrit l'équilibre stationnaire. Enfin, la section 4 présente des simulations du modèle et la section 5 conclut.

2 Présentation du modèle

On considère une économie en temps continu avec deux biens, le travail et un bien numéraire produit et consommé. La population active, de taille N constante, est composée d'individus à durée de vie infinie, neutres à l'égard du risque, en emploi ou au chômage. Les couples travailleurs-entreprises se forment selon un processus d'appariement spécifique, alors qu'une fraction des emplois existants est détruite selon un processus de Poisson de paramètre exogène $s > 0$.

2.1 Technologie d'appariement, flux d'entrée et de sortie du chômage

Afin d'explicitier le processus d'appariement, les emplois vacants seront, à l'instar de BLANCHARD et DIAMOND [1994], assimilés à des urnes et les offres de travail à des balles. Les employés ne recherchent pas d'emploi et les chômeurs ne font qu'une seule offre de travail. Supposons que dans un intervalle de temps donné, un nombre V d'emplois vacants n'ayant aucune proposition reçoivent de manière indépendante un nombre U d'offres de travail, où U est le nombre total de chômeurs. Au bout de cet intervalle de temps, les emplois vacants sont fermés, avec aucune ou plus d'une offre de travail, auxquels cas ils sont soit reconduits, soit pourvus. Puisque la probabilité qu'un emploi vacant reçoive chaque offre est $p = 1/V$, le nombre de chômeurs entrant en contact avec un emploi vacant donné durant cet intervalle de temps est une variable binomiale de paramètres $n = U$ et $p = 1/V$. Pour un grand nombre d'emplois vacants et de chômeurs, cette variable suit, approximativement, une loi de Poisson de paramètre $np = U/V$. En tenant

compte d'une composition hétérogène du chômage, il vient que la probabilité pour un emploi vacant de recevoir un nombre m de chômeurs de la catégorie i est égale à :

$$(1) \quad P^i(m) = (u^i/v)^m \frac{e^{-u^i/v}}{m!}, \quad i = c, l$$

où u^i , $i = c, l$ et v sont respectivement les taux de chômage de courte et de longue durée, et d'emplois vacants. En supposant toutes les entreprises parfaitement informées sur le parcours des chômeurs qu'elles rencontrent, l'embauche d'un chômeur de courte durée sera toujours préférée à celle d'un chômeur de longue durée⁴, par hypothèse moins productif.

En suivant BLANCHARD et DIAMOND [1994], la probabilité instantanée h^c d'embaucher un chômeur de courte durée est simplement égale à celle de recevoir la proposition d'au moins un chômeur de cette catégorie et directement déduite de l'équation (1)⁵. En notant $\theta = v/u$ l'indicateur de tension sur le marché du travail, et $\delta \in [0; 1]$, la proportion de chômeurs de courte durée dans le chômage global telle que $u^c = \delta u$, on a alors :

$$(2) \quad u^c = 1 - P^c(0) = 1 - e^{-\delta/\theta}$$

Selon le même critère discriminatoire d'embauche, la probabilité instantanée h^l de recruter un chômeur de longue durée est égale à la probabilité qu'un emploi vacant de ne recevoir aucune offre de la part des chômeurs de courte durée, et au moins une offre provenant d'un chômeur de longue durée. En utilisant toujours l'équation (1),

$$(3) \quad h^l = (1 - e^{-(1-\delta)/\theta})e^{-\delta/\theta}$$

Les équations (2) et (3) impliquent que $\partial h^c/\partial \delta > 0$, $\partial h^l/\partial \delta < 0$, $h^c/\partial \theta < 0$ et $\partial h^l/\partial \theta < 0$ ($\partial h^l/\partial \theta > 0$) si $v > u^c$ ($v < u^c$)⁶. Le résultat selon lequel $\partial h^l/\partial \theta > 0$ est peu intuitif et s'interprète comme suit : lorsque le nombre d'emplois vacants est faible par rapport à celui des chômeurs de courte durée, la probabilité de ne recevoir que des propositions de chômeurs de longue durée est très faible. Par conséquent, pour un nombre de chômeurs de courte durée donné, l'augmentation du nombre d'entreprises en attente d'une proposition, en réduisant la probabilité pour toutes les entreprises de recevoir au moins une offre de chômeurs de courte durée, accroît alors celle d'obtenir que des offres de chômeurs de longue durée. L'interprétation des

4. Comme le rappelle ROCHETEAU [1995], un tel choix de recrutement indique un compromis entre les hypothèses de pure *ranking* et de *pure hétérogénéité* des travailleurs. La première utilisée par BLANCHARD et DIAMOND [1994] signifie que l'employeur embauche systématiquement le travailleur qui a la plus courte durée de chômage. La seconde envisage des différences irrémédiables entre les travailleurs. Dans la mesure où l'employeur ne fait pas de distinction entre les travailleurs d'une même catégorie et que le statut des chômeurs évolue, notre présentation se situe entre ces deux hypothèses.

5. Voir annexe A.1.

6. Pour la preuve, voir annexe A.2.

autres inégalités est classique. Plus la tension sur le marché du travail est élevée, plus le taux d'embauche d'un chômeur de l'une ou l'autre catégorie est faible, car un plus grand nombre d'entreprises cherche à pourvoir leur emploi vacant pour un nombre de chômeurs relativement moindre. À l'inverse, une proportion plus grande des chômeurs d'une catégorie accroît la probabilité d'appariement avec cette catégorie.

Le nombre d'embauches de chômeurs de la catégorie i est directement déduit de (2) et de (3), soit :

$$(4) \quad H^i = h^i V, \quad i = c, l$$

Pour chaque type de chômeur, la probabilité instantanée de sortie du chômage est le rapport du nombre d'embauches au nombre de chômeurs. À partir de (4), on a :

$$(5) \quad p^c = (1 - e^{-\delta/\theta})(\theta/\delta)$$

$$(6) \quad p^l = (1 - e^{-(1-\delta)/\theta})e^{-\delta/\theta}\theta/(1 - \delta)$$

D'après les relations (5) et (6), $\partial p^c/\partial\theta > 0$ et $\partial p^l/\partial\theta > 0$, ce qui traduit une plus grande opportunité d'embauche pour les chômeurs sur un marché du travail de plus en plus tendu. La concurrence entre les chômeurs d'une catégorie implique que leur taux de sortie du chômage sera d'autant plus faible que la part de cette catégorie dans le chômage total sera grande. On a donc $\partial p^c/\partial\delta < 0$ et $\partial p^l/\partial\delta > 0$. La sélectivité du marché du travail entraîne, de plus, que quels que soient $\delta \in [0; 1]$ et $\theta > 0$, les taux d'embauche et de sortie du chômage seront toujours ordonnés de la manière suivante : $h^c > h^l$ et $p^c > p^l$ ⁷.

Au niveau agrégé, le nombre d'appariements est donné par la fonction de *matching* représentant le nombre d'emplois vacants occupés par l'une ou l'autre catégorie de chômeurs.

En utilisant (4), on a :

$$(7) \quad H(u, v) = v(1 - e^{-u/v})$$

$H(\cdot)$ respecte les propriétés traditionnelles des fonctions d'appariement : elle est homogène de degré un et croissante par rapport à chacun de ses arguments. Puisque les emplois sont détruits au taux s , le flux d'entrée au chômage est donné par $s(1 - u)$. La dynamique du taux de chômage total obéit alors à la relation :

$$(8) \quad \dot{u} = s(1 - u) - H(u, v)$$

7. Pour la preuve, voir annexe A.3.

2.2 Les travailleurs

Les travailleurs peuvent se retrouver dans trois situations : en chômage de courte durée, en chômage de longue durée et en emploi. Dans tout ce qui suit, les calculs seront réalisés à l'état stationnaire.

Lorsqu'un individu entre au chômage, il perçoit indéfiniment une allocation d'un montant fixe $z = \rho \bar{w}(1 - \tau)$, où ρ est le taux de remplacement et \bar{w} le salaire moyen de l'économie⁸. Le passage du chômage de courte durée à celui de longue durée se fait selon un processus de Poisson de paramètre $\lambda > 0$ ⁹. Pour simplifier, on suppose, que ce changement de statut de chômeur est concomitant avec la perte en capital humain. Le calcul de l'espérance des gains des chômeurs, W_u^c et W_u^l , aboutit aux équations suivantes :

$$(9) \quad r W_u^c = z + p^c(W_e^c - W_u^c) + \lambda(W_u^l - W_u^c)$$

$$(10) \quad r W_u^l = z + p^l(W_e^l - W_u^l)$$

où r est le taux d'escompte des travailleurs. W_e^c et W_e^l sont respectivement les espérances des revenus actualisés d'un travailleur en emploi sortant d'une courte et d'une longue durée de chômage.

Ces dernières équations s'interprètent habituellement comme des relations d'arbitrage. Les membres de gauche représentent le rendement sur le marché du capital de l'activité de chômeur, considérée alors comme un actif, tandis que les membres de droite représentent le rendement de cette activité sur le marché du travail. Ainsi, les chômeurs reçoivent un revenu instantané z , jusqu'à ce qu'ils trouvent un emploi, ce qui survient au taux p^c ou p^l , selon le type de chômeurs. Le gain relatif à leur changement d'état est alors, respectivement, $W_e^c - W_u^c$ ou $W_e^l - W_u^l$. Au taux λ , un chômeur ayant subi une perte en capital humain aura un gain relatif $W_u^l - W_u^c$.

Pour un employé, l'utilité courante est le salaire versé par son employeur, net du taux de taxe τ . L'espérance de ses gains actualisés conduit à l'équation d'arbitrage suivante :

$$(11) \quad r W_e^i = w^i(1 - \tau) + s(W_u^c - W_e^i), \quad i = c, l$$

Un employé de la catégorie i reçoit un flux de revenus instantanés $w^i(1 - \tau)$ jusqu'à ce que son emploi soit détruit, ce qui arrive au taux s et lui procure un gain relatif $W_u^c - W_e^i$. Remarquons que l'espérance d'utilité d'un travailleur qui perd son emploi, et anciennement chômeur de longue durée, est aussi W_u^c . Ce résultat suppose que la formation des chômeurs est instantanée

8. En réalité, les allocations chômage ont un profil décroissant avec la durée du chômage et sont soumises à des conditions d'éligibilité. Ici, seul le statut de chômeur conditionne l'octroi des allocations, dont le profil est plat afin d'éviter un nombre trop important d'états sur le marché du travail. Cette hypothèse devrait conduire à une surestimation des effets quantitatifs du bonus, mais n'altère pas les principaux résultats qualitatifs du modèle.

9. Comme pour FREDRIKSSON et HOLMLUND [2001], cette hypothèse est adoptée par souci de simplification. Elle n'est pas restrictive dans la mesure où l'on raisonne en espérance d'utilité. La valeur de la durée « potentielle » du chômage de courte durée susceptible d'influencer la composition et le niveau du chômage est alors égale à $1/\lambda$.

au moment de l'embauche. Cette dernière hypothèse implique notamment qu'un tel individu, même en n'ayant connu qu'une faible durée d'emploi, sera toujours préféré à un chômeur de longue durée.

Quelle que soit leur catégorie d'origine, les chômeurs n'accepteront de travailler que si les gains en emploi sont supérieurs ou égaux aux gains au chômage. Afin de garantir le processus d'appariement, les salaires w^i , $i = c, l$ et les allocations z versés devront vérifier à tout moment les conditions de participation suivantes : $W_e^c \geq W_u^c$ et $W_e^l \geq W_u^l$ ¹⁰.

2.3 Les entreprises

On suppose que toutes les firmes dans l'économie n'offrent qu'un seul type de poste et n'ont besoin que d'un seul employé. Les employeurs sont neutres au risque et escomptent aussi le futur au taux r . Seules les entreprises ayant préalablement ouvert un emploi vacant recherchent un travailleur. Dans le cas où au moins une offre lui serait faite, l'entreprise choisira son salarié selon les règles d'embauche énoncées précédemment. Toutefois, il lui est impossible de savoir à l'avance avec lequel des deux types de chômeurs elle s'appariera. En notant J^c et J^l l'espérance des profits actualisés d'un emploi occupé par un chômeur de courte et de longue durée, il vient que les gains attendus d'un emploi vacant J^v s'écrivent :

$$(12) \quad rJ^v = -\gamma + h^c(J^c - J^v) + h^l(J^l - (C - b) - J^v)$$

Il n'y a pas de dépenses liées à l'ouverture d'un emploi vacant alors qu'une entreprise doit s'acquitter d'un coût γ pour son maintien, et ce jusqu'à ce qu'elle trouve un travailleur. Avec la probabilité h^l , elle emploie un chômeur de longue durée. Ce dernier pourra accumuler du capital humain au sein de l'entreprise et ainsi atteindre la productivité requise pour occuper un emploi, mais au prix d'un coût supplémentaire C pour l'employeur¹¹, supporté une seule fois. Par conséquent, les gains attendus d'un tel appariement sont $J^l - (C - b) - J_v \geq 0$, où b , le bonus attribué lors de l'embauche d'un chômeur de longue durée, est défini comme suit :

$$(13) \quad b = \frac{\alpha z}{r/p^l}$$

10. Le calcul des utilités espérées est donné en annexe A.4.

11. Dans un univers parfaitement concurrentiel, les entreprises n'ont aucune incitation à supporter les coûts de la formation générale des travailleurs. En effet, ces derniers rémunérés à hauteur de leur productivité marginale sont les seuls à tirer avantage de l'augmentation de leur productivité, rendant ainsi ces coûts irrécupérables pour l'entreprise (cf. BECKER [1964]). En revanche, dans un marché du travail rendu imparfait par l'existence de coûts de transaction liés à l'appariement d'un travailleur et d'une entreprise, le comportement des firmes peut être différent de celui prédit par la théorie standard. En effet, ces coûts de transaction sont à l'origine d'une rente, dont le partage négocié peut créer pour les firmes des incitations à effectuer de tels investissements. Si une meilleure formation générale augmente le surplus à partager, et donc la part du surplus qui leur revient, les entreprises peuvent alors avoir tout intérêt à supporter, en partie, ces frais de formation (Pour plus de détails, voir ACEMOGLU [1997], ACEMOGLU et PISCHKE [1999a, et 1999b]).

Le montant de la subvention est une proportion α du flux espéré, escompté au taux r , des allocations couramment allouées aux chômeurs de longue durée. Le cas $\alpha = 0$ correspond à l'absence du programme de transfert. Dans la mesure où l'objectif du bonus est de réduire les coûts de formation, on suppose que l'inégalité $C - b \geq 0$ est toujours vérifiée. Lorsque cette dernière est saturée, la discrimination ne repose plus sur la productivité des chômeurs, mais sur la seule préférence des employeurs. Enfin, si l'entreprise embauche un chômeur de courte durée avec la probabilité h^c , alors son gain sera $J^c - J^v$. On suppose que toutes les opportunités de profit d'un emploi vacant seront exploitées, ce qui revient à poser la condition de libre entrée de long terme suivante : $J^v = 0$. D'après l'équation (12), il vient alors que :

$$(14) \quad h^c J^c + h^l J^l = \gamma + h^l(C - b)$$

L'équation (14) stipule que dans la longue période, les profits doivent exactement couvrir les coûts liés au postage d'un emploi vacant et à la formation éventuelle des chômeurs.

L'évaluation des profits espérés par la firme conduit à l'équation d'arbitrage suivante :

$$(15) \quad r J^i = y - w^i + s(J^v - J^i), \quad i = c, l$$

Quand une entreprise s'apparie avec un chômeur de la catégorie i , son activité de production lui procure un profit instantané $y - w^i$. Au taux s , ils se séparent et l'entreprise peut de nouveau se lancer à la recherche d'un nouvel employé. En résolvant (15) en J^i , on obtient :

$$(16) \quad J^i = \frac{y - w^i}{r + s}, \quad i = c, l$$

3 L'équilibre stationnaire

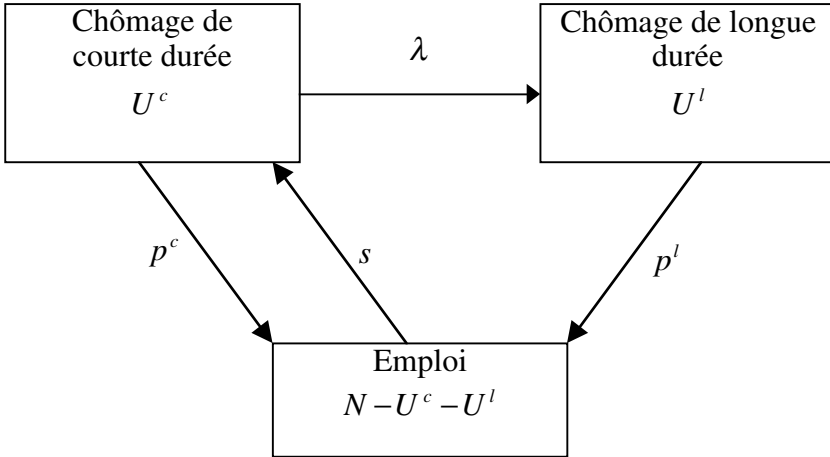
Les comportements des travailleurs et des entreprises étant décrits dans les paragraphes précédents, l'objectif de cette section consistera à caractériser l'équilibre stationnaire du modèle après avoir décrit celui des flux sur le marché du travail et le mode de détermination des salaires.

3.1 L'équilibre des flux sur le marché du travail

Le statut d'un travailleur sur le marché du travail évolue en fonction du comportement discriminatoire des entreprises et des destructions d'emplois. Ainsi, les employés rejoignent indifféremment le groupe de chômeurs de courte durée au taux s . Ces derniers deviennent chômeurs de longue durée ou employés avec, respectivement, les taux λ ou p^l . Enfin, les chômeurs de longue durée intègrent l'emploi selon un taux de sortie du chômage p^l . La Figure 1 décrit les flux sur le marché du travail.

FIGURE 1

Les flux sur le marché du travail



À long terme, l'équilibre des flux est représenté par les deux relations suivantes :

$$(17) \quad s(1 - u) = (1 - e^{-1/\theta})\theta u$$

$$(18) \quad \lambda\delta = p^l(1 - \delta)$$

La relation (17) donne les flux globaux d'entrées et de sorties du chômage pour des taux de chômage et d'emploi constants. Elle permet de déterminer la courbe de Beveridge sous la forme d'une relation décroissante entre l'indicateur de tension θ et le taux de chômage total u . L'égalité (18) garantit un stock constant de chômeurs de longue durée en posant que le flux de chômeurs de courte durée vers le chômage de longue durée, compense exactement celui de chômeurs de longue durée vers l'emploi. Elle exprime, en outre, une relation strictement décroissante entre δ et θ . On en déduit que la proportion de chômeurs de courte durée sera d'autant plus élevée que le taux de chômage sera faible (pour la preuve, voir annexe A.5).

3.2 La détermination des salaires

Dans chaque entreprise, le salaire est déterminé par des négociations entre l'employeur et un chômeur au moment de l'embauche. Le processus de négociation est formalisé suivant le modèle de Nash et consiste à maximiser le produit pondéré des gains nets des protagonistes à l'issue des négociations. L'hypothèse d'une négociation unique au moment de l'embauche implique que le point de menace des travailleurs est déterminé par les gains au chômage, différents selon le type de chômeurs considéré. En cas d'accord, le chômeur est embauché et éventuellement formé. Les gains d'un appariement pour une entreprise sont $(J^c - J^v)$ ou $(J^l - (C - b) - J^v)$ respectivement

pour l'embauche d'un chômeur de courte ou de longue durée. Les salaires sont par conséquent les solutions des programmes de maximisation suivants :

$$(19) \quad \max_{w^c} (W_e^c - W_u^c)^\beta (J^c - J^v)^{1-\beta}$$

$$(20) \quad \max_{w^l} (W_e^l - W_u^l)^\beta (J^l - (C - b) - J^v)^{1-\beta}$$

où $\beta \in [0; 1]$ est un paramètre constant représentant le pouvoir de négociation des travailleurs. À partir de l'équation (20), on voit que les coûts de formation réduisent le surplus total à partager dégagé de l'appariement d'un chômeur et d'une entreprise, alors que le bonus l'augmente. Par définition, les allocations dépendent du salaire moyen de l'économie. Alors, le choix du salaire w^c ou w^l fait par un travailleur lors des négociations, n'affecte pas le montant z des allocations qu'il recevra une fois au chômage. On a donc $\frac{\partial W_u^i}{\partial w^i} = 0$, $i = c, l$ dans (19) et (20). Pour la même raison, le salaire w^l choisi par l'entreprise n'influence pas le montant du bonus b , et donc $\frac{\partial (C-b)}{\partial w^l} = 0$. En posant $J^v = 0$, les conditions de premier ordre portant sur les salaires w^c et w^l , peuvent désormais s'écrire :

$$(21) \quad w^c(1 - \tau) = \beta(1 - \tau)y + (1 - \beta)rW_u^c$$

$$(22) \quad w^l(1 - \tau) = \beta(1 - \tau)y + (1 - \beta)rW_u^l - \beta(r + s)(1 - \tau)(C - b)$$

Pour W_u^l donné, il apparaît immédiatement que le salaire des anciens chômeurs de longue durée est une fonction décroissante du coût net de formation $C - b$. Ce résultat traduit le partage des coûts et du bonus entre les travailleurs et l'entreprise. En outre, toute politique dont les effets améliorent les points de menace des travailleurs W_u^c et W_u^l , conduit à une augmentation des salaires négociés w^c et w^l . Quel que soit le montant du bonus, on aura toujours $w^c > w^l$ tant que $W_u^c > W_u^l$. Une condition suffisante pour que cette dernière inégalité soit toujours vérifiée, est d'avoir $p^c > p^l$, ce qui est garanti par la discrimination à l'encontre des chômeurs de longue durée ¹².

3.3 L'équilibre

Afin de caractériser l'équilibre stationnaire, il reste à écrire la contrainte budgétaire de l'État, qui finance l'ensemble des bonus distribués, $bh^l vN$, et des allocations chômage versées, zuN , uniquement au moyen de la taxe prélevée sur le salaire τ . En supposant, en outre, l'équilibre budgétaire toujours vérifié, la contrainte de financement de l'État s'écrit :

$$(23) \quad \tau(E^c w^c + E^l w^l)N = zuN + \theta uh^l bN$$

12. Pour la preuve, voir annexe A.6.

où $E^c = \frac{p^c \delta u}{s}$ et $E^l = \frac{p^l (1-\delta)u}{s}$ sont respectivement les stocks d'employés ayant précédemment subi une courte et longue durée de chômage, et donc tels que $E^c + E^l = 1 - u$.

Afin de respecter sa contrainte budgétaire, l'État peut soit fixer un taux de cotisation, le niveau des allocations s'ajustant en fonction de la situation du marché du travail, ou fixer les taux de remplacement pour un taux de cotisation variable. Cette dernière option traduit une certaine propension de l'État à ajuster ses recettes à ses dépenses, au prix d'une charge fiscale plus lourde sur les revenus du travail en cas de chômage élevé¹³. Nous retiendrons un taux de cotisation fixe pour un taux de remplacement endogène. En définissant le salaire moyen \bar{w} comme suit,

$$(24) \quad \bar{w} = \frac{E^c w^c + E^l w^l}{1 - u}$$

Le taux de remplacement qui garantit l'équilibre budgétaire s'écrit alors :

$$(25) \quad \rho = \frac{\tau(1 - u)}{(1 - \tau)[u + (h^l \theta u \alpha)/(r + p^l)]}$$

En tenant compte de l'expression du taux de remplacement ci-dessus, l'équilibre stationnaire est caractérisé par l'ensemble des variables endogènes du modèle $\{\delta, \theta, w^c, w^l, u\}$ tel que la condition de libre entrée (14), les conditions de premier ordre sur les salaires, (21) et (22), et enfin l'équilibre des flux représenté par les équations (17) et (18) soient respectés.

4 Simulations

Malgré la structure relativement simple du modèle, sa résolution et l'étude détaillée de la statique comparative s'avèrent analytiquement compliquées. L'objectif de cette section sera alors d'illustrer à l'aide de simulations numériques les effets mis en œuvre suite à une modification du paramètre de la politique du transfert des prestations α .

4.1 Calibration du modèle

Le modèle est calibré de façon à représenter, approximativement, les performances du marché du travail français et en retenant comme période le trimestre. La situation de référence, avant l'octroi du bonus, sera alors caracté-

13. ROCHETEAU [1999] montre que le choix d'un taux de cotisation endogène dans le modèle de PISSARIDES [1990] est en fait à l'origine d'un équilibre multiple représentant une situation de chômage et de taux de taxe élevés, et une situation aux caractéristiques inverses.

térisée par un taux de chômage total de 12 %, pour une fréquence du chômage de longue durée de 41 % (OCDE [1999]) et un taux de remplacement $\rho = 0,6$ (MARTIN [1996]).

Nous fixons dans un premier temps les valeurs de certains paramètres que l'on retrouve habituellement dans la littérature. Ainsi, le taux d'escompte r est fixé à 1,25 %, et l'absence d'estimation fiable du pouvoir de négociation des travailleurs, amène souvent à donner un poids égal aux deux parties prenantes aux négociations, soit $\beta = 0,5$. Les chômeurs de courte durée sont, par définition, ceux dont l'ancienneté au chômage est inférieure à un an. Le taux de passage du chômage de courte durée à celui de longue durée, λ , est donc fixé à 0,25 et la productivité y est normalisée à l'unité.

Les autres paramètres sont déterminés de façon à les rendre compatibles avec la situation de référence et les paramètres définis précédemment. En posant $\alpha = 0$ dans l'équation (25), le taux de cotisation qui équilibre le budget de l'État dans la situation de référence, s'élève à 7,6 %. En déduisant θ de l'équation (18), on peut alors calculer le taux de destruction des emplois dans la relation (17), soit $s = 7,5 \%$ ¹⁴. Enfin, le coût de postage d'un emploi vacant qui respecte la condition de libre entrée est $\gamma = 0,62$ et les coûts de remise à niveau $C = 0,98$ sont tels que, pour $\alpha = 1$, on a $C - b = 0$. Le cas $\alpha = 1$ représente ainsi celui où la politique de transfert est la plus efficace, dans le sens où elle réduit à néant les coûts de formation, faisant la discrimination reposer sur des considérations extra-économiques, comme l'envisagent BLANCHARD et DIAMOND [1994]. Il peut alors être considéré comme un cas limite du modèle dans la mesure où pour $\alpha > 1$, les entreprises auraient simplement intérêt à discriminer les chômeurs de courte durée. Le Tableau 1 reprend l'ensemble des paramètres du modèle.

TABLEAU 1
Paramètres

y	λ	β	r	s	τ	γ	C
1	0,25	0,5	1,25 %	7,5 %	7,6 %	0,62	0,98

Conformément aux résultats du paragraphe 3.2, les salaires dans la situation de référence, dont l'écart dépend des paramètres calibrés, sont tels que $w^c = 0,927 > w^j = 0,838$.

4.2 Les effets sur les salaires et le chômage

Le modèle sera simulé pour α variant de 0 à 1. Afin d'affiner l'évaluation quantitative de la politique de transfert, des simulations seront aussi effec-

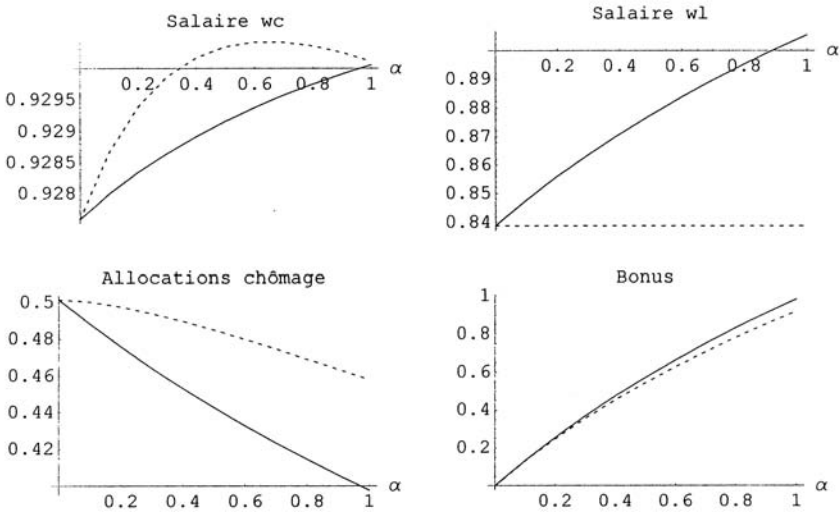
14. Le taux de destruction des emplois peut apparaître ici élevé. Il conduit à une durée moyenne des emplois de seulement 3,3 ans, contre 10 ans généralement retenus dans la littérature (*cf.*, par exemple, CAHUC et LEHMANN [2000]). Dans le cadre simple retenu, la forte proportion de chômeurs de longue durée et la discrimination à leur égard explique un tel taux de terminaison des emplois.

tuées en considérant le salaire w^l exogène, et fixé au salaire négocié dans la situation de référence ($\alpha = 0$). Une telle hypothèse peut traduire l'existence d'un salaire minimum auquel seraient rémunérés les travailleurs peu qualifiés. Puisqu'en cas de négociations, les salaires dépendent positivement du bonus, il s'agit de déterminer dans quelle mesure le mode de formation des salaires influe sur les résultats de la politique de transfert. Dans les figures suivantes, les courbes en pointillé correspondent au modèle avec w^l exogène.

Il ressort de la Figure 2 suivante qu'une augmentation de α entraîne celle des salaires négociés w^c et w^l , alors que les allocations chômage baissent. En effet, l'instauration de la politique de transfert, toute choses égales par ailleurs, aura pour premier effet d'augmenter les dépenses de l'État. Par conséquent, à taux de taxe donné, le taux de remplacement fléchit pour un budget équilibré (cf. équation (25)). Toutefois, lors des négociations, les travailleurs anciens chômeurs de longue durée s'approprient une partie de la subvention, ce qui pousse le salaire w^l à la hausse et fait plus que compenser l'effet négatif de la baisse des allocations. Le poids de la baisse des allocations lors des négociations est, en effet, d'autant plus faible qu'en cas d'accord entre les parties, il ne sera supporté par le travailleur qu'au moment de la destruction de l'emploi, alors que le gain retiré de la subvention est immédiat. Le salaire w^c augmente mais dans une moindre mesure, car il ne dépend de la subvention qu'à travers l'effet de w^l sur W_u^c (cf. équation (21)).

FIGURE 2

Salaires, allocations chômage et bonus

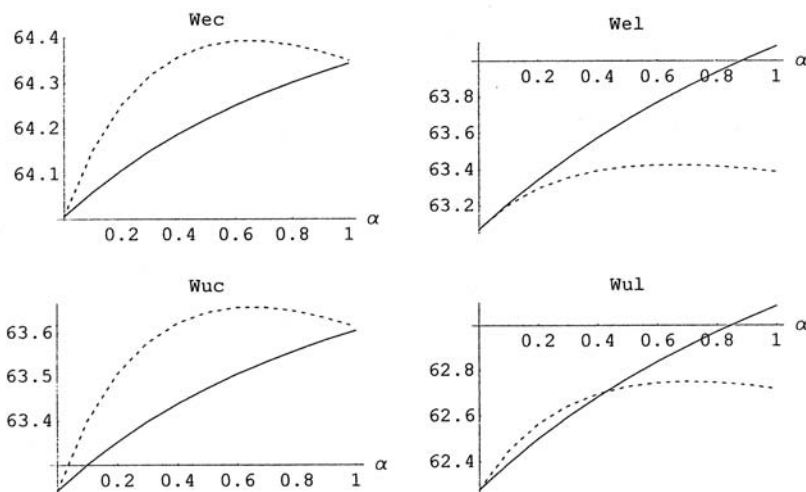


Lorsque le salaire w^l est fixé, le salaire w^c , qui fait toujours l'objet d'un marchandage, augmente fortement dans un premier temps puis diminue. Les anciens chômeurs de longue durée ne s'accaparent plus une partie de la subvention, le profit attendu des firmes augmente. Ceci implique une plus grande mise à disposition d'emplois vacants (cf. Figure 4), et donc, une baisse plus prononcée du chômage. Une plus grande tension sur le marché du

travail et une moindre baisse des allocations chômage renforce la position des anciens chômeurs de courte durée, leur permettant ainsi d'obtenir un salaire plus élevé que dans le cas où le salaire w^l serait aussi négocié. Toutefois, la baisse des allocations chômage, d'autant plus forte que le bonus est élevé, affaiblit leur pouvoir de négociation, d'où l'allure en cloche de w^c .

FIGURE 3

Les utilités espérées

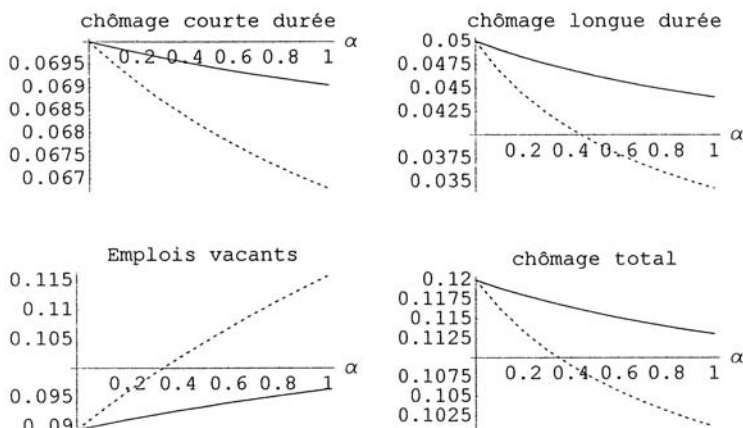


Le calcul des utilités espérées (Figure 3) confirme les résultats sur les salaires présentés plus haut en illustrant notamment l'évolution des points de menace des travailleurs W_u^c et W_u^l .

Au niveau de la firme, l'octroi du bonus réduit les coûts d'embauche des chômeurs de longue durée. Les entreprises ouvrent par conséquent plus d'emplois vacants et le chômage baisse. Cet effet sera contrarié par la hausse

FIGURE 4

Taux de chômage et d'emplois vacants

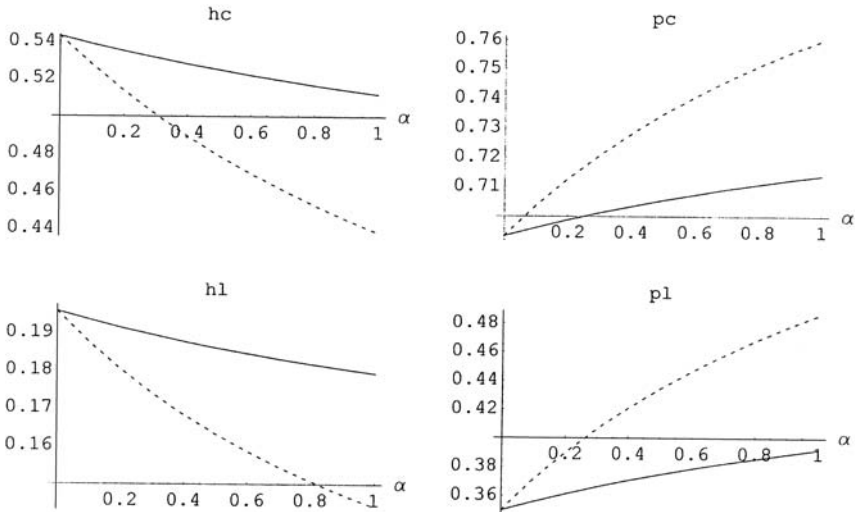


des salaires précédemment décrite. Le graphique représentant le taux d'emplois vacants dans la Figure 4 illustre ce résultat, notamment en exhibant un taux d'emplois vacants nettement supérieur lorsque le salaire w^l est exogène.

La figure suivante présente les taux d'embauche et de sortie du chômage pour les différentes valeurs de α . La subvention allouée aux entreprises entraînant une tension plus importante sur le marché du travail, les taux d'embauche diminuent alors que les taux de sortie du chômage augmentent (cf. paragraphe 2.1).

FIGURE 5

Taux d'embauche et de sortie du chômage



En guise de résumé, le Tableau 2 donne les variations en pourcentage des taux de chômage et de sortie du chômage pour α passant de 0 à 1, en tenant compte du mode de formation des salaires. Il apparaît que la politique de transfert s'avère trois fois plus efficace en termes de chômage lorsque w^l est déterminé de manière exogène. Les taux de sortie du chômage varient sensiblement dans les mêmes proportions, réduisant les durées moyennes de chômage des deux types de chômeurs ¹⁵.

TABLEAU 2

Paramètres

	Δu	Δu^c	Δu^l	Δp^c	Δp^l
w^c et w^l endogènes	- 5,74	- 1,35	- 11,88	2,94	11,95
w^c endogène et w^l exogène	- 15,7	- 4,6	- 31,3	9,6	38,8

15. En moyenne, un chômeur de courte durée trouvera un emploi au bout de $1/p^c$ trimestres, contre $1/p^l$ trimestres pour un chômeur de longue durée.

4.3 L'analyse du bien-être

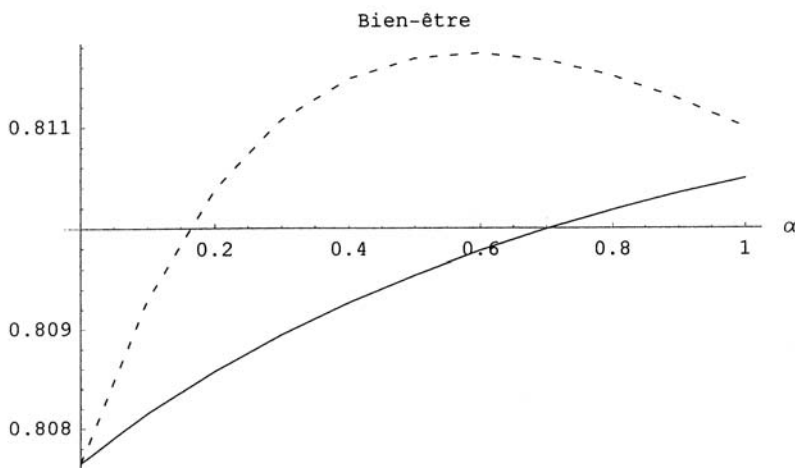
Dans le tableau précédent, nous avons calculé les gains potentiels en termes de chômage de la politique de transfert en supposant que la subvention était égale à l'intégralité de ce qu'aurait perçu, en moyenne, un chômeur de longue durée. Ces résultats ne permettent cependant pas de conclure sur l'optimalité de cette politique au regard d'un critère de bien-être social défini. Dans notre économie où les agents sont neutres au risque, nous retenons comme mesure du bien-être social la production totale (*cf.* PISSARIDES [1990]), diminuée d'une part des coûts liés aux emplois vacants et, d'autre part, des coûts de formation des chômeurs de longue durée. L'ensemble de ces coûts, en puisant sur les ressources disponibles, représentent en effet une perte au niveau agrégé d'autant plus élevée que le nombre d'emplois vacants ouverts et de chômeurs formés est grand. Ainsi, en notant W l'expression du bien-être social, on a :

$$(26) \quad W = (1 - u)y - v(\gamma + h^l C)$$

Dans l'écriture de W , les salaires, les allocations chômage ou encore le bonus n'interviennent pas, car il s'agit de transferts qui reflètent simplement le partage de la production nette entre les différents agents. Le bien-être ne dépend alors que des taux de chômage et d'emplois vacants.

Dans la Figure 6, le bien-être social est maximal pour $\alpha = 0,6$ lorsque le salaire w^l est exogène puis décroît pour des valeurs supérieures de α . Ainsi, pour $\alpha < 0,6$, l'augmentation de la production due à la baisse du chômage fait plus que compenser les pertes liées au plus grand nombre d'emplois vacants ouverts et de chômeurs formés. Pour $\alpha > 0,6$, il existe un conflit entre chômage et production nette. Le taux de chômage correspondant au bien-être maximal, $u = 10,6 \%$, est en effet inférieur à celui qu'il serait pour $\alpha = 1$ (*cf.* Figure 4).

FIGURE 6
Bien-être social



Lorsque tous les salaires sont négociés, les emplois vacants et le nombre de chômeurs formés sont relativement plus faibles et par conséquent, la hausse de la production a tendance à toujours dominer celle des coûts, d'où l'allure monotone de la courbe de bien-être. Le niveau optimal du taux de transfert est donc atteint pour $\alpha = 1$ ¹⁶. Il reste toutefois toujours inférieur à celui qu'il serait en présence d'un salaire w^l exogène (cf. Tableau 3), ainsi que le taux de chômage qui lui est associé.

TABLEAU 3
Situation optimale

	α	W	u
w^c et w^l endogènes	1	0,81	11,3
w^c endogène et w^l exogène	0,6	0,812	10,6

6 Conclusion

Dans cet article, nous nous sommes intéressés au mécanisme d'incitation qui consiste à convertir les allocations des chômeurs de longue durée, supposés moins productifs, en subventions pour les entreprises. À taux de taxe donné, nous montrons à l'aide d'un modèle d'appariement avec discrimination, que l'impact sur le chômage d'une telle subvention peut s'avérer beaucoup plus efficace lorsque les travailleurs qui en bénéficient ne peuvent négocier leur salaire. En cas de négociations salariales, ces derniers s'accaparent, en effet, une partie de la subvention sous forme de salaires plus élevés, alors que le niveau de l'indemnisation du chômage est réduit. L'analyse du bien-être révèle aussi la moindre efficacité des négociations salariales, suggérant ainsi le ciblage de la mesure sur le segment du marché du travail rémunéré au salaire minimum.

16. Le bien-être avec les deux salaires endogènes atteint en fait un maximum pour $\alpha = 4,6$. Les résultats de l'annexe A.5 et l'équation (26) impliquent que ce maximum et le taux de chômage correspondant sont les mêmes qu'en supposant w^l exogène. Toutefois, pour les raisons évoquées au paragraphe 4.1, ce cas est inenvisageable ici.

• Références bibliographiques

- ACEMOGLU D. (1995). – « Public policy in a model of long-term unemployment », *Economica*, 62, p. 161-178.
- ACEMOGLU D. (1997). – « Training and innovation in a imperfect labour market », *Review of Economic Studies*, 64, p. 445-464.
- ACEMOGLU D., PISCHKE J. S. (1999a). – « Beyond Becker: Training in imperfect labour markets », *The Economic Journal*, 109, p. F112-F142.
- ACEMOGLU D., PISCHKE J. S. (1999b). – « The structure of wages and investment in general training », *Journal of Political Economy*, 107(3), p. 539-572.
- BECKER G. (1964). – *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*, The University of Chicago Press.
- BLANCHARD O. J., DIAMOND P. (1994). – « Ranking, unemployment, and wages », *Review of Economic Studies*, 61, p. 417-432.
- CAHUC P., LEHMANN E. (2000). – « Should unemployment benefits decrease with unemployment spell », *Journal of Public Economics*, 77, p. 135-153.
- COE T. (1996). – « Comment on D. Snower “ The simple economics of benefit transfers ” », in *Unemployment Policy*, Snower D.J. et de la Dehesa G. (ed.), Cambridge University Press.
- DANIEL C., TUCHSZIRER C. (1999). – *L'État face aux chômeurs*, Flammarion, Paris.
- FREDRIKSSON P., HOLMLUND B. (2001). – « Optimal Unemployment insurance in search equilibrium », *Journal of Labor Economics*, 19(2), p. 370-399.
- HOLMLUND B. (1998). – « Unemployment insurance in theory and practice », *Scandinavian Journal of Economics*, 100, p. 113-141.
- LOCKWOOD B. (1991). – « Information externalities in the labour market and the duration of unemployment », *Review of Economic Studies*, 58, p. 733-753.
- MARTIN J. P. (1996). – « Indicateurs de taux de remplacement aux fins de comparaisons internationales », *Revue Économique de l'OCDE*, 26, p. 115-132.
- MEYER B. (1995). – « Lessons from the US unemployment insurance experiments », *The Journal of Economic Literature*, 33(1), p. 91-131.
- OCDE (1993). – *Perspectives de l'emploi*, juillet, Paris.
- OCDE (1999). – *Perspectives de l'emploi*, juin, Paris.
- ORSZAG J. M., SNOWER D. J. (1997). – « A macro theory of employment vouchers », *mimeo*, London School of Economics.
- PISSARIDES C. (1990). – *Equilibrium Unemployment Theory*, Basil Blackwell, Oxford.
- PISSARIDES C., MORTENSEN D. (1998). – « Taxes, subsidies and equilibrium labor market outcomes », *mimeo*.
- ROCHETEAU G. (1995). – « Choix de recrutement, salaire et chômage d'équilibre », *Revue économique*, 50(5), p. 937-964.
- ROCHETEAU G. (1999). – « Balanced-budget rules and indeterminacy of the equilibrium rate », *Oxford Economic Papers*, 51(3), p. 399-409.
- ROSEN A. (1997). – « An equilibrium search-matching model of discrimination », *European Economic Review*, 41, p. 1589-1613.
- SNOWER D. J. (1994). – « Converting unemployment benefits into employment subsidies », *American Economic Review Papers and Proceedings*, p. 65-70.
- SNOWER D. J. (1996). – « The simple economics of benefit transfers », in *Unemployment Policy*, Snower D. J. et de la Dehesa G. (ed.), Cambridge University Press.

ANNEXE

A.1 *Le modèle d'urne en temps continu*

Comme BLANCHARD et DIAMOND [1994], on suppose que les emplois vacants sont ouverts pendant une certaine période, par exemple une semaine, au cours de laquelle plusieurs offres de travail peuvent être faites. À la fin de la période, l'emploi vacant est fermé. Si l'entreprise n'a reçu aucune proposition, l'emploi vacant est à nouveau ouvert pour une nouvelle période. Sinon, l'emploi est occupé selon le même critère de discrimination que celui exposé à la section 1. La période d'ouverture d'un emploi vacant est divisée en un nombre d'intervalles de longueur $1/n$. On fait l'hypothèse supplémentaire que les emplois vacants et les offres d'emploi sont uniformément répartis dans le temps, de telle sorte que V/n emplois vacants sont ouverts et $A^{c,n}$ propositions sont faites de la part des chômeurs de courte durée, dans chaque intervalle. Dans le même temps, V/n emplois vacants sont fermés pour toujours avoir V emplois vacants ouverts, quel que soit l'intervalle choisi. Aussi, le nombre d'embauches de chômeurs de courte durée est égal au nombre d'emploi vacant fermant avec au moins un chômeur de courte durée, soit :

$$a.1 \quad H^{c,n} = (V/n)(1 - \exp[-nA^{c,n}/V])$$

Il reste maintenant à expliciter l'expression de $A^{c,n}$. On pose a/n la probabilité qu'un chômeur de courte durée fasse une proposition pendant un intervalle de longueur $1/n$. Si le nombre de propositions déjà faites est donné par X^c , les offres de travail restantes sont données par

$$a.2 \quad A^{c,n} = (a/n)(U^{c,n} - X^c)$$

Or, seulement $1/n$ des emplois vacants ouverts l'intervalle précédent sont fermés, d'où une proportion de $(n-1)/n$ des offres faites toujours en attente durant le dernier intervalle, $(n-2)/n$ deux intervalles avant *etc.*¹⁷ On en déduit que :

$$a.3 \quad X^c = ((n-1)/n + (n-2)/n + \dots + 1/n)A^{c,n}$$

En résolvant a.1 et a.2 en $A^{c,n}$, et en prenant n tendant vers l'infini, il vient finalement que :

$$a.4 \quad nA^{c,n} = \mu^c U^c$$

17. Rappelons qu'un chômeur ne peut faire qu'une proposition à la fois.

où $\mu^c = a/(1 + a/2)$. En remplaçant a.4 dans a.1, et en notant que le flux d'embauche par période est $nH^{c,n}$, on obtient une formule identique à celle donnée par l'équation (4), soit :

$$\text{a.5} \quad H^c = V(1 - \exp[-\mu^c U^c / V])$$

L'équation a.5 est le flux instantané d'embauche des chômeurs de courte durée. Par un raisonnement analogue au précédent, on déduit le flux d'embauche des chômeurs de longue durée. Dans notre modèle, nous avons fixé $\mu^c = \mu^l = 1$.

A.2 Preuve que $\partial h^l / \partial \theta < 0$ ($\partial h^l / \partial \theta > 0$) si $v > u^c$ ($v < u^c$)

Considérons la fonction $f(\delta) = (\delta/\theta)e^{-\delta/\theta}$. Alors $\frac{\partial f(\delta)}{\partial \delta} = \frac{\delta}{\theta} = \left(1 - \frac{\delta}{\theta}\right)e^{-\delta/\theta}$. Par conséquent, si $\delta < \theta$ ($\delta > \theta$) avec $\delta \in [0; 1]$, f est une fonction croissante (décroissante) en δ , et donc $\partial h^l / \partial \theta < 0$ ($\partial h^l / \partial \theta > 0$). Puisque $\theta = v/u$ et $u^c = \delta u$, $\delta < \theta$ ($\delta > \theta$) implique que $u^c < v$ ($u^c > v$).

A.3 Preuve que $h^c > h^l$ et $p^c > p^l$

En calculant les différences $h^c - h^l$ et $p^c - p^l$, on trouve que :

$$\text{a.6} \quad h^c > h^l \text{ si } 1 > e^{-\delta/\theta} (1 - (1 - e^{-(1-\delta)/\theta}))$$

$$\text{a.7} \quad \text{et } p^c > p^l \text{ si } (1 - \delta) > e^{-\delta/\theta} ((1 - \delta) - \delta(1 - e^{-(1-\delta)/\theta}))$$

Quels que soient $\delta \in [0; 1]$ et θ strictement positif, $0 < e^{-\delta/\theta} < 1$ et $0 < e^{-(1-\delta)/\theta} < 1$. Par conséquent, les conditions a.6 et a.7 sont toujours vraies.

A.4 Les espérances d'utilité

$$W_e^c =$$

$$\frac{((r + p^c + \lambda)(r + s)(r + p^l) - s\lambda p^l)w^c(1 - \tau) + s(r + s)(r + p^l + \lambda)z + s\lambda p^l w^l(1 - \tau)}{(r + s)((r + p^c + \lambda)(r + p^l) - s(p^c(r/p^l) + \lambda p^l))}$$

$$> 0$$

$$W_e^l =$$

$$\frac{(r + p^l)((r + p^c + \lambda)(r + s) - sp^c)w^l(1 - \tau) + s(r + s)(r + p^l + \lambda)z + sp^c(r + p^l)w^c(1 - \tau)}{(r + s)((r + p^c + \lambda)(r + p^l) - s(p^c(r + p^l) + \lambda p^l))}$$

$$> 0$$

$$W_u^c = \frac{(r+s)(r+p^c+\lambda)z + \lambda p^l w^l (1-\tau) + p^c(r+p^l)w^c(1-\tau)}{(r+p^c+\lambda)(r+p^l) - s(p^c(r/p^l) + \lambda p^l)} > 0,$$

$$W_u^l = \frac{(r+s)((r+p^c+\lambda)(r+s) - s(p^c - p^l))z + s p^c p^l w^c (1-\tau) + p^l((r+p^c+\lambda)(r+s) - s p^c)w^l(1-\tau)}{(r+s)((r+p^c+\lambda)(r+p^l) - s(p^c(r+p^l) + \lambda p^l))} > 0$$

A.5 Courbe de Beveridge et preuve que $\frac{d\delta}{du} < 0$

À partir de l'équation (17), on définit le taux de chômage u en fonction de l'indicateur de tension sur le marché du travail $\theta = v/u$, soit :

$$a.7 \quad u = \frac{s}{s + (1 - \exp[-1/\theta])\theta}$$

Cette équation représente la courbe de Beveridge pour notre économie. On a alors $\frac{d\theta}{du} < 0$, si $\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} = 1 - \exp(-1/\theta) - (1/\theta)\exp(-1/\theta) > 0$, avec $g(\theta) = (1 - \exp[-1/\theta])\theta$. Le calcul de la dérivée seconde de $g(\theta)$ donne

$$a.8 \quad \frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2} = -\frac{1}{\theta^3}\exp(-1/\theta) - \frac{1}{\theta^2}\exp(-1/\theta) < 0$$

Enfin, en calculant la limite de $\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}$ pour θ tendant vers 0 et l'infini, on trouve :

$$a.9 \quad \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} = 1$$

$$a.10 \quad \lim_{\theta \rightarrow +\infty} \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} = 0$$

Par conséquent, $\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} > 0$ et $\frac{d\theta}{du} < 0$, et l'équation a.6 définit bien une relation strictement décroissante et convexe entre u et θ , avec $\lim_{\theta \rightarrow 0} u = 1$ et $\lim_{\theta \rightarrow +\infty} u = 0$.

L'équation (18) se réécrit :

$$a.11 \quad F(\delta, \theta) = \exp(-\delta/\theta) - \exp(1/\theta) - \lambda(\delta/\theta) = 0$$

En différenciant a.11, puis en utilisant le fait que $\lambda(\delta/\theta) = \exp(-\delta/\theta) - \exp(1/\theta)$, on obtient :

$$a.12 \quad \frac{d\theta}{d\delta} = \frac{\theta(\exp(-\delta/\theta) + \lambda)}{(\delta + \theta)\exp(-\delta/\theta) - (1 + \theta)\exp(-1/\theta)}$$

Or, $(x + \theta)\exp(x/\theta)$ est une fonction décroissante de x . Alors $\forall \delta \in [0; 1]$, le dénominateur de a.12 est toujours positif et $\frac{d\theta}{d\delta} > 0$, avec $\lim_{\theta \rightarrow 0} \delta = 0$ et $\lim_{\theta \rightarrow +\infty} \delta = 1$. Ainsi, pour un taux de chômage u donné, la courbe de Beveridge donne un indicateur de tension θ unique, et l'équation (18) détermine le seul taux chômage de courte durée correspondant. On en déduit que la proportion de chômeur de courte durée, δ , est d'autant plus élevée que le chômage total est faible.

A.6 Preuve que $w^c > w^l$

Supposons que $w^c = w^l$. Alors les conditions de premier ordre (19) et (20) imposent que $W_u^c < W_u^l$. À partir des expressions des espérances d'utilité ci-dessus, on trouve que :

$$\text{a.6 } W_u^c - W_u^l < 0 \implies \frac{r(p^c - p^l)(w - z)}{(r + p^c + \lambda)(r + s)(r + p^l) - s(p^c(r + p^l) + \lambda p^l)} < 0$$

Le dénominateur de a.6 est positif et $w > z$, sinon aucun chômeur n'accepte de travailler. Donc $W_u^c - W_u^l < 0$ si, et seulement si, $p^l > p^c$. Or, la discrimination à l'encontre des chômeurs de longue durée implique qu'on a toujours $p^l < p^c$ et, par conséquent $W_u^c > W_u^l$, d'où $w^c > w^l$.

