

L'impact de l'assurance chômage et de l'assistance chômage sur le chômage d'équilibre

Etienne LEHMANN*

RÉSUMÉ. – Dans ce papier, nous étudions les effets de l'assurance chômage et de l'assistance chômage dans un modèle de négociations salariales.

Nous montrons que le fait d'indexer l'allocation assurancielle sur les derniers salaires reçus accroît le chômage. Nous exhibons également des conditions nécessaires pour que les allocations chômage n'affectent pas le taux de chômage de long terme. Enfin, nous montrons que les effets de l'assurance chômage sur le taux de chômage dépend du degré de concavité de la fonction d'utilité des agents.

The influence of Unemployment Insurance and of Unemployment Assistance on the Equilibrium Unemployment Rate

ABSTRACT. – In this paper, I build a wage bargaining model to study the consequences of unemployment insurance and unemployment assistance on unemployment.

I show that indexing the unemployment insurance benefit on the last wage earned increase the level of unemployment. I describe necessary conditions to avoid unemployment benefits to affect the level of unemployment. At last, we show that the effect of unemployment insurance on the unemployment rate depends on the concavity of the utility function.

* E. LEHMANN : EUREQUA, Université de Paris 1, Panthéon-Sorbonne. Je tiens à remercier Maya BACCACHE, Pierre CAHUC, Manon DOMINGUES DOS SANTOS, Jean-Pierre LAFFARGUE, Yannick L'HORTY, Pierre MALGRANGE, Fabien POSTEL-VINAY, Emmanuelle TAUGOURDEAU et André ZYLBERBERG ainsi que deux rapporteurs anonymes des *Annales d'Economie et de Statistique* pour leurs remarques constructives sur des versions antérieures de cet article. Je reste bien entendu le seul responsable des opinions émises, des insuffisances persistantes et des erreurs éventuelles.

1 Introduction

Le but de cet article est d'étudier les effets des allocations chômage sur le taux de chômage d'équilibre. Les enseignements de la plupart des modèles théoriques convergent pour affirmer qu'une hausse des allocations chômage entraîne une aggravation du chômage (voir par exemple LAYARD *et alii* [1991], MANNING [1993], CAHUC et ZYLBERBERG [1996], PISSARIDES [1990]). Le mécanisme économique sous-jacent à cette relation a été énoncé par Jacques Rueff dès 1931. Une hausse des allocations chômage rend les travailleurs et les chômeurs plus exigeants, ce qui augmente les salaires réels, diminue la demande de travail des entreprises et aggrave le chômage.

Pourtant, ATKINSON et MICKELWRIGHT [1991] ont souligné qu'il est important de prendre en considération la diversité des dispositifs d'indemnisation du chômage ainsi que leur plus ou moins grande dépendance vis-à-vis de la trajectoire antérieure sur le marché du travail du chômeur. Ces auteurs proposent en particulier de distinguer un régime d'assurance chômage et un régime d'assistance¹ chômage. Le premier régime verse typiquement une allocation généreuse, indexée sur une moyenne des derniers salaires reçus pour une durée limitée. Le régime d'assistance verse au contraire une allocation forfaitaire et relativement faible pour une durée illimitée. Dans le système français, l'Allocation Unique Dégressive joue le rôle d'assurance chômage tandis que l'Allocation de Solidarité Spécifique et le R.M.I. présentent toutes les caractéristiques de l'assistance chômage.

En opérant cette distinction dans le cadre d'un modèle de salaire d'efficience, ATKINSON [1995] montre que lorsque les travailleurs licenciés pour faute perdent leur droit à l'assurance chômage, une hausse de l'allocation assurancielle peut diminuer le taux de chômage. En effet, cette hausse accroît *ceteris paribus* la pénalité que subit un travailleur qui tire au flanc lorsqu'il est détecté. Le but du présent article est d'adopter une démarche similaire pour le modèle WS-PS développé par CAHUC et ZYLBERBERG [1999] (désormais référencé CZ) afin de mieux comprendre comment, dans le cadre de ce modèle, le système d'indemnisation du chômage affecte le taux de chômage de long terme.

Par rapport à CZ, nous supposons l'existence de deux régimes distincts d'allocation chômage. Lors de son entrée au chômage, un travailleur touche pendant une période une allocation assurancielle partiellement indexée sur le dernier salaire qu'il a reçu. S'il ne trouve pas d'emploi à l'issue de sa première période de chômage, il devient un chômeur de longue durée et reçoit l'allocation d'assistance qui est forfaitaire. Enfin, notre modèle se différencie de CZ par la définition du point de menace des syndicats. En cas de rupture des négociations, nous supposons que le contrat de travail des *insiders* n'est pas rompu indéfiniment, mais qu'il fait seulement l'objet d'une suspension temporaire pendant la période courante, suspension qui correspond à une grève.

1. Nous employons le terme « assistance » en réfutant vigoureusement la connotation péjorative qu'on lui accorde souvent.

Nous montrons alors que le taux de chômage est d'autant plus élevé que l'allocation assurancielle est fortement indexée sur le dernier salaire reçu. D'autre part, si la générosité de l'assistance chômage augmente, le taux de chômage d'équilibre reste inchangé. Enfin, les conséquences sur le taux de chômage d'une hausse du ratio de remplacement assuranciel dépend du degré de concavité de la fonction d'utilité instantanée des agents.

Le plan de l'article est le suivant : dans la section suivante, nous présentons la structure du modèle. La deuxième partie est consacrée à la résolution du modèle tandis que la troisième partie expose les principaux résultats de l'article.

2 Présentation du modèle

Le modèle présenté est une extension de CZ. Nous considérons une petite économie ouverte qui se constitue d'un continuum de firmes identiques indexées par $j \in [0,1]$ et d'un continuum de travailleurs identiques qui n'ont pas accès aux marchés financiers. Nous supposons constante la taille de la population active et nous la normalisons à 1. Les entreprises sont la propriété de ménages qui ne travaillent pas et qui bénéficient d'un accès libre au marché mondial des capitaux où le taux d'intérêt est exogène et égal à r . On suppose que la concurrence est pure et parfaite sur le marché des biens, tandis que le marché du travail fait l'objet de négociations salariales.

Nous reprenons la même séquence de décisions que dans CZ. La seule différence réside dans la situation qui prévaut en cas de rupture des négociations au cours de la deuxième étape. En effet, nous supposons que la rupture des négociations salariales entraîne une grève, c'est-à-dire une suspension du contrat de travail qui ne dure qu'une période.

Nous supposons que chaque entreprise j opère à partir du facteur travail $L_{j,t}$ et de capital $K_{j,t}$ selon une technologie à rendements constants de type Cobb-Douglas ² :

$$(1) \quad Y_{j,t} = (A L_{j,t})^\alpha (K_{j,t})^{1-\alpha} \quad \alpha \in]0,1[$$

On note $\delta \in]0,1[$ le taux de dépréciation du capital, A le niveau de la productivité que nous supposons constant dans le temps et $\tau > 0$ le taux de taxe sur les salaires. Pour les mêmes raisons que dans CZ, la contribution $\pi_{j,t}$ de l'entreprise j au programme de négociations salariales à la date t est égale à son excédent brut d'exploitation qui vaut :

$$(2) \quad \pi_{j,t}(K_{j,t}, w_{j,t}) = (1 - \alpha) K_{j,t} \left(\frac{(1 + \tau) w_{j,t}}{\alpha A} \right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$$

2. Le recours à une technologie à rendements constants plus complexe ne modifierait aucun de nos résultats à condition de remplacer le paramètre α de la Cobb-Douglas par la part du coût du travail dans la production, qui ne dépendrait en fait à long terme que du taux d'intérêt mondial.

tandis que la frontière de prix des facteurs nous indique la valeur du salaire net, une fois prise en compte la détermination du stock de capital courant $K_{j,t}$ qui s'est opérée à la période $t - 1$, préalablement aux négociations salariales de la date t (les entrepreneurs investissent en $t - 1$ en anticipant parfaitement le résultat des négociations salariales de la date t).

$$(3) \quad w_{j,t} = \frac{\alpha A}{1 + \tau} \left(\frac{r + \delta}{1 - \alpha} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}$$

Nous passons maintenant à la description des flux sur le marché du travail. On note $q \in]0, 1[$ le taux de destruction (exogène) des emplois. A la date t , les firmes procèdent à ses embauches après que les salaires aient été négociés parmi les travailleurs à la recherche d'un emploi. Ceux-ci peuvent *a priori* avoir des origines différentes : il y a les travailleurs qui viennent de perdre leur emploi, les travailleurs qui sont en grève lorsque les négociations dans leurs entreprises ne se passent pas bien, et les travailleurs au chômage de courte durée ou de longue durée. Afin de simplifier l'exposé, nous supposons que les entreprises ne peuvent pas discriminer les travailleurs à la recherche d'un emploi selon leur origine. Ils ont alors tous la même probabilité (endogène) de trouver un emploi, que nous notons $1 - s_t$ ³. On note également u_t le taux de chômage, u_t^s le nombre de chômeurs de courte durée qui bénéficient de l'assurance chômage et u_t^l le nombre de bénéficiaires du régime d'assistance. On aboutit alors à⁴ :

$$(4) \quad u_t^s = q s_t (1 - u_{t-1}) \quad u_t^l = s_t u_{t-1} \quad u_t = s_t (q (1 - u_{t-1}) + u_{t-1})$$

Aussi, à l'état stationnaire, les valeurs des différents taux de chômage ne dépendent que d'une seule variable endogène, la probabilité d'échec des chercheurs d'emploi s :

$$(5) \quad u = \frac{q s}{1 - (1 - q) s} \quad u^s = \frac{q s (1 - s)}{1 - (1 - q) s} \quad u^l = \frac{q s^2}{1 - (1 - q) s}$$

Lorsque s augmente, le taux de chômage et le nombre de chômeurs de longue durée augmentent, tandis que le nombre de chômeurs de courte durée connaît une évolution ambiguë.

Nous supposons que les travailleurs ont une fonction d'utilité intertemporelle additivement séparable, caractérisée par un facteur d'escompte $\beta \in]0, 1[$ et par une fonction d'utilité instantanée $v(\cdot)$ isoélastique. La fonction $v(\cdot)$ est alors définie par :

$$(6) \quad v(\Omega) = \begin{cases} \Omega^{1-\lambda} / (1 - \lambda) & \text{si } \lambda \neq 1 \\ \log \Omega & \text{si } \lambda = 1 \end{cases}$$

Le paramètre $\lambda \geq 0$ représente à la fois la valeur absolue de l'élasticité de l'utilité marginale instantanée, le degré relatif d'aversion pour le risque et l'in-

3. Supposer que tous les chercheurs d'emploi ont la même probabilité de trouver un emploi n'est pas indispensable à l'obtention des résultats.

4. La modélisation retenue pour les négociations salariales implique que la grève constitue une menace *ex ante* qui n'est jamais effective *ex post* (cf. Pucci 1995).

verse de l'élasticité de substitution intertemporelle. Lorsque $0 < \lambda < 1$ (respectivement lorsque $\lambda > 1$) on dira que les travailleurs ont une fonction d'utilité peu concave (resp. très concave). On aurait également pu interpréter cette propriété en terme de degré d'aversion pour le risque ou de substituabilité intertemporelle de la consommation des agents.

Un chômeur de courte durée dont le dernier salaire est ω reçoit instantanément une allocation assurancielle égale à $\rho [\epsilon \omega + (1 - \epsilon) w_{t-1}]$. Le paramètre $\epsilon \in [0, 1]$ mesure alors le degré d'indexation de l'allocation assurancielle par rapport au dernier salaire reçu. En effet, en France, l'allocation assurancielle versée par l'U.N.E.D.I.C. comprend souvent une partie proportionnelle au dernier salaire et une partie forfaitaire⁵. Ici, nous normalisons cette partie forfaitaire en supposant qu'elle est proportionnelle au salaire moyen w_{t-1} de l'économie à la date précédente. $\rho \in [0, 1]$ désigne alors le ratio de remplacement de l'allocation assurancielle. De même, nous supposons qu'un chômeur de longue durée reçoit instantanément une allocation forfaitaire égale à κw_{t-1} . $\kappa \in [0, \rho]$ désigne alors le ratio de remplacement du régime d'assistance⁶.

On note respectivement $V_t^{u,l}$, $V_{j,t}$ et V_t l'espérance d'utilité intertemporelle d'un chômeur de longue durée, d'un travailleur employé dans l'entreprise j et la moyenne de $V_{j,t}$. Un chômeur de courte durée dont le dernier salaire est ω bénéficie instantanément d'une utilité égale à $v(\rho [\epsilon \omega + (1 - \epsilon) w_{t-1}])$. A la période suivante, il trouve un emploi avec une probabilité $1 - s_{t+1}$, ce qui lui fait bénéficier d'une utilité intertemporelle V_{t+1} . Sinon, il devient chômeur de longue durée. Aussi, son espérance d'utilité intertemporelle est égale à :

$$(7) \quad V_t^{u,s}(\omega) = v(\rho [\epsilon \omega + (1 - \epsilon) w_{t-1}]) + \beta [(1 - s_{t+1}) V_{t+1} + s_{t+1} V_{t+1}^{u,l}]$$

De même l'espérance d'utilité intertemporelle d'un chômeur de longue durée est définie par :

$$(8) \quad V_t^{u,l} = v(\kappa w_{t-1}) + \beta [(1 - s_{t+1}) V_{t+1} + s_{t+1} V_{t+1}^{u,l}]$$

Un travailleur employé dans l'entreprise j bénéficie instantanément d'une utilité $v(w_{j,t})$. A la période suivante, il conserve son emploi avec une probabilité $1 - q$. Dans le cas contraire, il a encore la possibilité de se mettre à la recherche d'un emploi. S'il échoue alors dans sa recherche, il devient un chômeur de courte durée dont le salaire de référence est $w_{j,t}$. Aussi, son espérance d'utilité intertemporelle est égale à :

$$(9) \quad V_{j,t} = v(w_{j,t}) + \beta [(1 - q) V_{j,t+1} + q (1 - s_{t+1}) V_{t+1} + q s_{t+1} V_t^{u,s}(w_{j,t})]$$

5. Par exemple, au 1^{er} janvier 1997, l'Allocation Unique Dégressive à taux plein lorsque le salaire journalier de référence est compris entre 212,23 F et 350,76 F est égal à 40,4 % du salaire journalier plus 59,63 F par jour.

6. Imposer l'inégalité $\kappa \leq \rho$ revient à imposer qu'à l'équilibre symétrique, l'assurance chômage est plus généreuse que l'assistance chômage.

Il reste à déterminer l'utilité $V_{j,t}^r$ d'un *insider* en cas de rupture des négociations, c'est-à-dire en cas de grève. Dans ce cas de figure, il a instantanément la possibilité de trouver un emploi avec une probabilité $1 - s_t$. En cas d'échec, il reste dans l'entreprise où il ne reçoit aucun salaire. Toutefois, nous supposons qu'il peut recevoir un revenu positif au titre de la solidarité intersyndicale entre les salariés. Nous normalisons ce revenu en supposant qu'il est proportionnel au salaire moyen de la période courante et égal à πw_t , avec $\pi \in [0, 1]$. A la période suivante, son emploi peut être détruit avec une probabilité q . Il retrouve alors un autre emploi avec une probabilité $1 - s_{t+1}$ ou devient chômeur de courte durée sinon. Le salaire de référence qui lui sert alors de base pour le calcul de son allocation assurancielle est le dernier salaire qu'il a touché : $w_{j,t-1}$. Aussi, on obtient ⁷ :

$$(10) \quad V_{j,t}^r = (1 - s_t) V_t + s_t \left\{ v(\pi w_t) + \beta \left[(1 - q) V_{j,t+1} + q (1 - s_{t+1}) V_{t+1} + q s_{t+1} V_{t+1}^{u,s}(w_{j,t-1}) \right] \right\}$$

3 La résolution du modèle

Nous pouvons à présent passer à la résolution du modèle. Le comportement des entreprises a été décrit dans CZ. Il nous reste donc à étudier le programme de négociations salariales. A l'instar de CZ, nous supposons que le salaire négocié dans l'entreprise j est celui qui maximise le critère de Nash généralisé, c'est-à-dire le produit des gains relatifs que retirent les *insiders* et la firme j à voir les négociations réussies ⁸. En notant $\gamma \in]0, 1[$ le pouvoir de négociation des *insiders*, ce programme revient à maximiser :

$$\max_{w_{j,t}} \gamma \log (V_{j,t} - V_{j,t}^r) + (1 - \gamma) \log \pi (K_{j,t}, w_{j,t}) \quad \text{à } K_{j,t} \text{ fixé}$$

Au moment de négocier le salaire, le stock de capital est déjà installé. Aussi, les agents prennent cette variable comme donnée et, en vertu de l'équation (2), la contribution de la firme au programme de négociations se ramène bien à $-\alpha \log w_{j,t}/(1 - \alpha)$ (sur ce point, cf. CZ). De même, les variables qui définissent l'utilité d'un gréviste dans l'équation (10) sont soit des variables qui ont été préalablement déterminées ($w_{j,t-1}$), soit des variables qui dépendent intégralement du futur ($V_{j,t+1}$, V_{t+1} , s_{t+1} et la fonction $V_{t+1}^{u,s}(\cdot)$), soit des variables agrégées que des agents atomistiques prennent comme données (s_t , w_t et V_t). Aussi, au moment de la négociation salariale, les agents pren-

7. Dans une version préliminaire de CAHUC et ZYLBERBERG [1996], CAHUC et ZYLBERBERG [1995] avait eu recours à une spécification du point de menace des *insiders* voisine de celle que nous retons ici.

8. Il convient de rappeler que dans ce modèle de négociations salariales, la grève ne constitue *ex-ante* qu'une menace qui n'est jamais effective *ex-post*.

nent l'utilité de rupture des *insiders* comme exogène. Ainsi, la condition du premier ordre⁹ du programme de négociations salariales implique l'égalité :

$$(11) \quad V_{j,t} - V_{j,t}^r = \mu w_{j,t} \frac{\partial V_{j,t}}{\partial w_{j,t}} \quad \text{avec } \mu = \frac{\gamma(1-\alpha)}{(1-\gamma)\alpha}$$

Dans cette équation, le paramètre μ constitue le taux de marge syndical qui augmente avec le pouvoir de négociation des syndicats tandis que $\partial V_{j,t}/\partial w_{j,t}$ mesure le gain que retirent les *insiders* à voir le salaire négocié augmenté. Au regard de l'équation (9), on voit que cette variable comprend deux termes. Il y a d'un coté, le gain qui permet aux *insiders* de consommer davantage instantanément, $v'(w_{j,t})$, auquel se rajoute les conséquences de la hausse de leur allocation assurancielle pour le cas où il se retrouveraient au chômage à la date $t+1$, évènement pouvant se produire avec une probabilité $q s_{t+1}$. Une hausse d'une unité du salaire négocié à la date t augmente alors le revenu des *insiders* de $\rho \epsilon$ unités à la date $t+1$, ce qui implique une augmentation marginale de l'utilité courante de $\rho \epsilon v'(\rho(\epsilon w_{j,t} + (1-\epsilon)w_t))$. Aussi, à partir des équations (7) et (9), l'équation (11) devient :

$$(12) \quad V_{j,t} - V_{j,t}^r = \mu (w_{j,t})^{1-\lambda} \left[1 + \beta q s_{t+1} \epsilon (\rho)^{1-\lambda} \left(\epsilon + (1-\epsilon) \frac{w_t}{w_{j,t}} \right)^{-\lambda} \right]$$

Nous pouvons alors passer à la détermination de l'état stationnaire symétrique de l'économie. L'équation (12) devient :

$$(13) \quad V - V^r = \mu (w)^{1-\lambda} \left[1 + \beta q s \epsilon (\rho)^{1-\lambda} \right]$$

D'autre part, les équations (9) et (10) permettent d'obtenir à l'état stationnaire :

$$(14) \quad V - V^r = s [v(w) - v(\pi w)]$$

Ces deux dernières équations permettent alors de calculer la valeur de la probabilité d'échec s à l'état stationnaire, ce qui nous donne la valeur de long terme du taux de chômage, en tenant compte de l'équation (5). On a ainsi¹⁰ :

$$(15) \quad u = \frac{q}{\frac{v(1) - v(\pi)}{\mu} - \beta q \epsilon (\rho)^{1-\lambda} - (1-q)}$$

Pour que le taux de chômage soit compris entre 0 et 1, il faut que le degré π de solidarité intersyndicale ne soit pas trop élevé, c'est-à-dire que l'inégalité :

$$v(\pi) \leq v(1) - \mu \left[1 + \beta q \epsilon (\rho)^{1-\lambda} \right]$$

soit satisfaite.

9. La condition du second ordre s'écrit : $\frac{1}{\mu} > 1 - \lambda$.

10. On tient compte du fait que la spécification de la fonction d'utilité entraîne la propriété :

$$\forall \lambda, \forall (x, y) \in (\mathbb{R}^{+*})^2 \quad \frac{v(x) - v(y)}{x^{1-\lambda}} = v(1) - v\left(\frac{y}{x}\right)$$

Le fait que l'équation (15) ne dépende pas de la valeur du salaire à l'état stationnaire est dû à la spécification isoélastique de la fonction d'utilité. On obtient alors le taux de chômage comme une fonction strictement croissante du rapport entre les revenus instantanés d'un gréviste et ceux d'un travailleur embauché. Si le revenu d'un gréviste était exogène, on aurait une « équation de salaires » qui décrirait une relation décroissante entre le taux de chômage et le niveau du salaire. Néanmoins, la normalisation du revenu d'un gréviste comme une fraction π exogène des salaires explique finalement l'indépendance de l'équation (15) par rapport à la valeur du salaire à l'état stationnaire. L'argument est ici analogue à celui de LAYARD *et alii* [1991]. Enfin, de même que dans CZ, la valeur du salaire à l'état stationnaire nous est donnée par la frontière de prix des facteurs (3).

4 Allocations chômage et chômage d'équilibre

Nous pouvons à présent nous intéresser à la statique comparative du taux de chômage de long terme. Le premier résultat important examine les conséquences de l'indexation de l'allocation d'assurance chômage par rapport au dernier salaire reçu.

PROPOSITION 1 : Le taux de chômage de long terme augmente avec le degré d'indexation ϵ de l'allocation assurancielle vis-à-vis du dernier salaire reçu.

Preuve : On démontre cette proposition en vérifiant que le membre de droite de l'équation (15) est bien une fonction croissante du paramètre ϵ . \square

L'examen de l'équation (12) nous fournit une intuition de ce résultat. Plus ϵ est élevé, plus une hausse du salaire négocié en t augmente l'allocation assurancielle que les *insiders* sont susceptibles de toucher en $t + 1$ s'ils se retrouvent au chômage. L'utilité marginale $\partial V_{j,t} / \partial w_{j,t}$ que les travailleurs retirent du salaire négocié augmente, ce qui accroît leur rente $V_t - V_t'$ et finalement, le taux de chômage. Nous pouvons à présent décrire les effets sur le taux de chômage d'une augmentation de la générosité du régime d'assistance chômage.

PROPOSITION 2 : Un régime d'assistance chômage plus généreux ne modifie pas le taux de chômage d'équilibre. Il en est de même pour l'assurance chômage lorsque celle-ci n'est pas indexée sur le dernier salaire reçu (i.e. quand $\epsilon = 0$).

Preuve : On vérifie ces résultats en observant que le membre de droite de l'équation (15) ne dépend pas de κ , et que lorsque $\epsilon = 0$, ce membre ne dépend pas non plus de ρ . \square

Ce résultat contraste fortement avec les propriétés établies par CZ. Il trouve son origine dans la spécification du point de menace du syndicat (cf. équation

tion (10)). On voit ainsi que contrairement à CZ, un *insider* à la date t a la même probabilité de se retrouver au chômage à la date $t + 1$, quelle que soit l'issue des négociations. Le gain qu'il retire à voir les négociations réussies dépend alors essentiellement de la différence entre le revenu qu'il touche instantanément en cas de succès et en cas d'échec des négociations. Or, nous avons explicitement distingué le revenu d'un gréviste du revenu d'un chômeur. Voilà pourquoi l'allocation d'assistance chômage n'a dans ce modèle aucun effet sur le taux de chômage de long terme, et qu'il en est de même pour l'allocation assurancielle lorsqu'elle n'est pas indexée sur le dernier salaire reçu. C'est alors le degré de solidarité intersyndical π qui joue ici le rôle attribué habituellement aux allocations chômage (par exemple dans CZ). Une hausse de π augmente le point de menace des *insiders*, ce qui accroît leur revendications salariales, diminue la demande de travail et accroît le chômage. Le salaire négocié augmenterait alors si la baisse de la rentabilité du capital n'incitait pas les investisseurs à diminuer le stock de capital de l'économie.

Ainsi, la proposition 2 établit des conditions nécessaires pour que les allocations chômage n'affectent pas le taux de chômage de long terme. Il faut alors qu'elles ne soient pas indexées sur le dernier salaire reçu et qu'elles n'affectent pas le gain $V - V^r$ que retirent les *insiders* à voir les négociations réussies.

A contrario, la contre-apposée de la proposition 2 montre que dans le modèle WS-PS, il existe essentiellement deux canaux par lesquels le niveau des allocations chômage peut affecter le taux de chômage de long terme : la hausse du point de menace des syndicats (qui est seul en œuvre dans CZ) et l'indexation des allocations chômage. La dernière proposition explicite alors le sens de ce deuxième effet.

PROPOSITION 3 : Lorsque l'allocation assurancielle est indexée sur les derniers salaires reçus et que les travailleurs ont une fonction d'utilité très concave (resp. peu concave), le taux de chômage d'équilibre diminue (resp. augmente) avec le ratio de remplacement assurantiel.

Preuve : Ce résultat vient du fait que le membre de droite de l'équation (15) est une fonction croissante de $\rho^{1-\lambda}$. Aussi, si $\lambda > 1$ (resp. si $\lambda < 1$) le taux de chômage diminue (resp. augmente) avec ρ . \square

Ce dernier résultat vient du fait que l'intérêt qu'ont les *insiders* à voir augmenté le salaire négocié en t dépend également de la hausse de l'allocation assurancielle qu'ils seront susceptibles de recevoir en $t + 1$. Or, en vertu de l'équation (12), on voit que ce mécanisme dépend du produit de deux termes : la quantité d'allocation assurancielle supplémentaire obtenue par une unité supplémentaire de salaire négocié (égale à $\rho \epsilon$) et l'utilité marginale instantanée d'un chômeur de courte durée (égale à l'état stationnaire à $(\rho w)^{-\lambda}$). Ainsi quand ρ augmente, le premier de ces deux termes augmente, tandis que le deuxième diminue. Aussi, si l'élasticité de la fonction d'utilité marginale $v'(\cdot)$ est inférieure à -1 (resp. supérieure à -1), le gain que retirent les *insiders* à voir le salaire négocié diminue (resp. augmente) avec ρ , ce qui diminue (resp. accroît) leur rente à l'état stationnaire et donc le taux de chômage.

Si on avait supposé à l'instar de CZ que la situation qui prévalait en cas de rupture des négociations était une rupture définitive du contrat de travail, l'allocation assurancielle aurait influé sur le taux de chômage à travers le canal du point de menace et à travers le canal de l'indexation de l'allocation assurancielle. Dans ce cas de figure, la proposition 4 de LEHMANN [1997] montre que lorsque la fonction d'utilité des agents n'est pas trop concave, le taux de chômage de long terme est une fonction croissante du ratio de remplacement assuranciel, les deux effets jouant dans le même sens. Par contre, lorsque la fonction d'utilité est très concave, il faut que le paramètre λ prenne des valeurs extrêmes pour que l'effet favorable d'une hausse de l'assurance chômage à travers le canal de l'indexation l'emporte sur l'effet défavorable traditionnel.

5 Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé par quels mécanismes le niveau des allocations chômage peut affecter le taux de chômage de long terme dans le cadre d'un modèle de négociations salariales. Pour ce faire, nous avons explicitement distingué une allocation d'assurance chômage, qui verse pour une durée limitée une allocation dont le montant est en partie indexée sur le dernier salaire reçu, et d'une allocation d'assistance chômage forfaitaire et illimitée.

Nous avons alors montré qu'il y avait deux canaux essentiels par lesquels le niveau des allocations chômage affecte le taux de chômage de long terme. Tout d'abord, les allocations chômage peuvent augmenter le point de menace des syndicats dans les négociations salariales. Ensuite, les *insiders* peuvent tenir compte du fait qu'une hausse du salaire négocié aujourd'hui pourra augmenter le revenu qu'ils sont susceptibles de toucher si ils se retrouvaient au chômage demain.

Nous avons mis en évidence le premier effet en adoptant une spécification du point de menace où cet effet ne joue précisément pas. Nous avons en effet supposé que le gain que retirent les *insiders* à voir les négociations réussies dépend essentiellement de la différence entre le revenu courant des travailleurs et celui des grévistes. C'est alors le revenu des grévistes qui joue le rôle habituellement dévolu aux allocations chômage dans les modèles de négociations salariales.

D'autre part, lorsque le montant de l'allocation d'assurance chômage est une fonction croissante du dernier salaire reçu, une hausse du ratio de remplacement assuranciel peut diminuer le taux de chômage de long terme, si la fonction d'utilité courante des agents est suffisamment concave, c'est-à-dire si les agents sont suffisamment adversaires du risque. En effet, dans ce cas de figure, l'utilité marginale des chômeurs de courte durée diminue fortement, ce qui rend moins intéressant du point de vue des salariés une hausse du salaire négocié.

Enfin, nous avons montré que le taux de chômage de long terme augmente avec le degré d'indexation de l'allocation d'assurance chômage par rapport au dernier salaire négocié. En effet, les *insiders* sont d'autant plus intéressés par une hausse du salaire négocié aujourd'hui que cette hausse pourra augmenter l'allocation assurancielle qu'ils pourraient recevoir demain s'ils se retrouvaient au chômage. Ainsi, cette contribution plaide explicitement en faveur d'une détermination des allocations chômage qui soit indépendante du dernier salaire reçu.

Néanmoins, une telle réforme pourrait avoir des effets défavorables si on lève l'hypothèse d'homogénéité des travailleurs. Un même niveau d'allocations forfaitaires pourrait alors se révéler trop faible pour des travailleurs très qualifiés et trop élevé pour les agents peu qualifiés, ce qui contribuerait à aggraver le chômage de cette classe sociale. Aussi, il conviendrait de remplacer la dépendance des allocations chômage par rapport au derniers salaires reçus par un système où l'allocation assurancielle dépendrait de la qualification des travailleurs. Il faudrait alors mettre en place une grille unifiée des qualifications à partir de laquelle les allocations chômage seraient déterminées.

• Références bibliographiques

- ATKINSON, A. T. (1995). – “Incomes and the Welfare State”, Cambridge University Press, Cambridge.
- ATKINSON, A. T., MICKELWRIGHT, J. (1991). – “Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : a Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, vol. 29, pp. 1679-1727.
- CAHUC, P., ZYLBERBERG, A. (1995). – “Théories du chômage”, *mimeo M.A.D.*, Université de Paris I, Panthéon-Sorbonne.
- CAHUC, P., ZYLBERBERG, A. (1996). – “Economie du travail : la formation des salaires et les déterminants du chômage”, *De Bæck Université*, Louvain La Neuve.
- CAHUC, P., ZYLBERBERG, A. (1999). – “Le modèle WS-PS”, *Annales d'Economie et de Statistique*, 53, Janvier-Mars 1999.
- LAYARD, R., NICKELL, S., JACKMAN, R. (1991). – “Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labor Market”, *Oxford University Press*, Oxford.
- LEHMANN, E. (1997). – “Indexation des allocations chômage et chômage”, *Cahiers Eco&Maths 97-64*, Université de Paris I.
- MANNING, A. (1993). – “Wage Bargaining and the Phillips Curve: the identification and specification of Aggregate Wage Equations”, *Economic Journal*, vol. 108, pp. 98-118.
- PUCCI, M. (1995). – *Négociations salariales, conflits du travail et chômage*, Thèse de Doctorat, Université de Paris I.
- PISSARIDES, C. (1990). – “Equilibrium Unemployment Theory”, *Basil Blackwell*, Oxford.
- RUEFF, J. (sous couvert de l'anonymat), (1931). – “L'assurance chômage, cause du chômage permanent”, *Revue d'Economie Politique*, vol. 45, pp. 211-251.