



HAL
open science

Indexation des allocations chômage et chômage

Etienne Lehmann

► **To cite this version:**

| Etienne Lehmann. Indexation des allocations chômage et chômage. 1997. <halshs-04700103>

HAL Id: halshs-04700103

<https://shs.hal.science/halshs-04700103v1>

Submitted on 17 Sep 2024

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

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



Distributed under a Creative Commons CC BY 4.0 - Attribution - International License

UNIVERSITE DE PARIS I - PANTHEON-SORBONNE

CAHIERS ECO & MATHS

97.64

INDEXATION DES ALLOCATIONS CHOMAGE ET CHOMAGE

Etienne LEHMANN

MAD

Indexation des allocations chômage et chômage

Etienne LEHMANN *

MAD, Université de Paris I, Panthéon-Sorbonne,
106-112 Boulevard de l'Hôpital 75 647 Paris Cedex 13.

Email : lehmann@univ-paris1.fr

Téléphone : 01 55 43 42 01

Fax : 01 55 43 42 31

Octobre 1997

Abstract

In this paper, we build a wage bargaining model to study the consequences of indexing the unemployment insurance benefits on the last wage earned by individuals before becoming unemployed.

We show that in such a context, a rise in unemployment insurance benefits may decrease the level of unemployment rate if workers are sufficiently risk averse.

We also show that the switch from such a system to one in which unemployment insurance is related to an average of wages in the whole economy always reduces the level of the unemployment rate.

Nous étudions les conséquences de l'indexation de l'assurance chômage sur le dernier salaire reçu dans un modèle de négociations salariales.

Nous montrons que la hausse de l'allocation d'assurance chômage peut diminuer le taux de chômage si les travailleurs sont suffisamment averses au risque.

D'autre part, le remplacement d'une allocation d'assurance chômage par une allocation analogue, mais qui ne serait plus indexée sur le dernier salaire reçu, diminue toujours le taux de chômage.

Keywords : Unemployment insurance - Wage Bargaining - Equilibrium Unemployment

Mots Clefs : Assurance chômage - Négociations salariales - Chômage d'équilibre

Classification JEL : J64 - J65

*Je tiens à remercier Pierre Cahuc, Manon Domingues Dos Santos, Jean Pierre Laffargue, Pierre Malgrange, Fabien Postel-Vinay, Emmanuelle Taugourdeau et André Zylberberg pour leur remarques constructives. Je reste bien entendu le seul responsable des opinions émises, des insuffisances persistantes et des erreurs éventuelles.

Quel est l'impact de la générosité des allocations chômage sur l'emploi ? A cette question, la plupart des modèles théoriques du marché du travail répondent sans ambiguïté qu'une hausse du niveau général des allocations chômage détériore la situation de l'emploi. Ainsi, que ce soit dans les modèles de salaire d'efficience (voir par exemple Shapiro et Stiglitz, 1984), dans les modèles de prospections d'emploi (cf. Hansen et Imrohroglu (1992)), dans les modèles de négociations salariales (cf. Layard, Nickell et Jackman (1991), Manning (1993) ou Cahuc et Zylberberg (1996), chapitre 8), ou dans les modèles se caractérisant par un processus d'appariement imparfait sur le marché du travail (Pissarides, (1990)), des allocations chômage plus généreuses améliorent la situation des chômeurs, ce qui accroît la pression salariale, le coût du travail et donc le chômage.

Les études empiriques ont généralement des conclusions analogues. Sur la base d'une estimation macroéconométrique du taux de chômage naturel, Coe (1990) trouve qu'une hausse d'un point du ratio de remplacement augmente le taux de chômage canadien de 0,007 points. Avec une méthode analogue, Adams et Coe (1990) obtiennent le chiffre de 0,101 aux Etats-Unis. Pour la France, Jackman et Leroy (1996) arrivent à des chiffres compris entre 0,004 et 0,1. Manning (1993) estime qu'une hausse d'un point du logarithme du ratio de remplacement britannique augmente le taux de chômage de 0,1 à 0,4 point¹. Enfin, sur la base d'une estimation en coupe sur 20 pays de l'O.C.D.E, Layard et alii arrivent au chiffre 0,17 pour la période 1983-88. L'estimation d'équations de salaires et de prix suivant la modélisation WS-PS² permet à Layard et Nickell (1986) de d'affirmer qu'une hausse d'un point du ratio de remplacement augmente le taux de chômage de 0,4 point pour la Grande Bretagne. En poursuivant la même méthode, Jackman et Leroy (1996) arrivent au chiffre de 0,3 pour la France. Les résultats issus d'études microéconométriques sont un peu plus précis. Par exemple, Meyer (1990) trouve qu'une hausse de 10 % des allocations chômage entraîne une baisse du taux de sortie du chômage de 8,8 %. Ainsi, si les allocations chômage semblent avoir un effet statistiquement significatif sur le taux de chômage d'équilibre, cet effet est généralement faible. (Voir Holmlund, (1997) pour une revue de la littérature sur ce sujet).

Atkinson et Mickelwright (1991) critiquent ces résultats en argumentant que les dispositifs d'indemnisation du chômage sont plus complexes que ce qui est appréhendé généralement dans ces différentes études. Ainsi, les principaux modèles théoriques assimilent généralement les allocations chômage à un "salaire des chômeurs" qui les rémunérerait tous indépendamment de leur trajectoire antérieure. Pourtant, à l'instar d'Atkinson et Mickelwright, on peut généralement distinguer l'existence de deux régimes distincts d'in-

¹En prenant un ratio de remplacement de 0,5, cela voudrait dire qu'une hausse d'un point du ratio de remplacement britannique augmente le taux de chômage entre 0,2 et 0,8 point.

²Les chiffres à partir de l'estimation d'un tel système sont obtenus par un calcul personnel à partir des estimations des auteurs.

demnisation du chômage dans les pays de l'O.C.D.E. : à côté d'un régime d'assurance chômage qui ne s'adresse qu'aux chômeurs ayant déjà cotisé un minimum et dont la durée déjà passée au chômage n'est pas trop élevée, existent également différents dispositifs d'assistance chômage dont les objectifs relèvent davantage de la justice sociale et de la lutte contre la pauvreté.

On entend généralement par "assurance chômage", une organisation qui vise à assurer les salariés contre un éventuel risque de chômage. C'est pourquoi, comme dans tous les régimes d'assurance, les prestations de ce régime dépendent fortement des caractéristiques des chômeurs et de leurs trajectoires antérieures, ceci afin de palier d'éventuels problèmes d'aléa moral (cf. Shavell et Weiss, (1979)). En France, le principal dispositif assurantiel est cogéré par les partenaires sociaux au sein de l'U.N.E.D.I.C.³ et se traduit par le versement d'une Allocation Unique Dégressive (A.U.D.), dont le montant dépend directement de la moyenne des derniers salaires perçus. La dégressivité ainsi que la durée de versement de l'A.U.D. sont quant à elles fonction de l'âge et de la durée de la dernière période de cotisation. Enfin, le versement d'une allocation d'assurance chômage est suspendue si le chômeur ne fournit pas un effort minimum pour rechercher un emploi. Le tableau 1 résume les conditions d'attribution de l'A.U.D.

Durée de cotisation minimale	Durée de Versement de L'AUD à taux plein	Taux de dégressivité	Durée de Versement de l'AUD
4 mois au cours des 8 derniers mois	4 mois	∅	4 mois
6 mois au cours des 12 derniers mois	4 mois	-15 %	7 mois
8 mois au cours des 12 derniers mois, moins de 50 ans	4 mois	-17 %	15 mois
8 mois au cours des 12 derniers mois, plus de 50 ans	7 mois	-15 %	21 mois
14 mois au cours des 24 derniers mois, moins de 50 ans	9 mois	-17 %	30 mois
14 mois au cours des 24 derniers mois, plus de 50 ans	15 mois	-15 %	45 mois
27 mois au cours des 36 derniers mois, entre 50 ans et 55 ans	20 mois	-15 %	45 mois
27 mois au cours des 36 derniers mois, plus de 55 ans	27 mois	-8 %	60 mois

Tableau 1⁴

³Pour Union Nationale interprofessionnelle pour l'Emploi Dans l'Industrie et le Commerce.

⁴La dernière ligne du tableau se lit comme suit : les chômeurs de plus de 55 ans au moment de leur inscription à l'A.N.P.E. et qui ont travaillé (et donc cotisé à l'U.N.E.D.I.C.) au moins 27 mois au cours des 36 derniers mois, recevront l'A.U.D. pendant au plus 60 mois. Pendant les 27 premiers mois, l'A.U.D.

A coté de ce dispositif assuranciel, le Revenu Minimum d'Insertion (R.M.I.) s'adresse au contraire à toutes les personnes sans emploi de plus de 25 ans. Le R.M.I. est versé pour une durée illimitée et son montant vise à garantir un niveau de revenu minimum. Il est primordial de noter que ce revenu minimum ne dépend pas de la trajectoire passée du chômeur, mais seulement du nombre de personnes à charge dans le foyer. L'objectif de ce dispositif est donc de lutter contre la précarité liée au chômage, en particulier celui de longue durée. Sa philosophie relève ainsi d'une logique d'assistance qui diffère fortement de la logique assurancielle de l'A.U.D.

Il faut cependant nuancer quelque peu cette dichotomie. En effet à coté de l'A.U.D. et du R.M.I. existent d'autres dispositifs qui présentent à la fois des caractères d'assurance et d'assistance. C'est ainsi le cas de l'Allocation Spécifique de Solidarité et de l'Allocation d'Insertion qui assurent un revenu dont le montant ne dépend pas des précédents salaires pendant une durée limitée.

Aussi, il convient de reposer la question de la nocivité des allocations chômage sur le chômage en prenant mieux en compte la complexité institutionnelle des différentes allocations. En particulier, il se révèle nécessaire de réexaminer les modèles théoriques s'appliquant au marché du travail en distinguant explicitement les dispositifs d'assurance de ceux d'assistance.

C'est le but de la contribution d'Atkinson ((1995), chapitre 10) qui amende le modèle de salaire d'efficience de Shapiro et Stiglitz (1984) en supposant qu'un travailleur qui tire au flanc et qui serait détecté n'aurait plus droit à l'assurance chômage. Une hausse de l'allocation assurancielle augmente alors *ceteris paribus* la rente de bien-être dont dispose un travailleur honnête par rapport à un éventuel travailleur malhonnête. Aussi, le salaire net nécessaire à l'incitation des travailleurs diminue avec la générosité de l'assurance chômage, ce qui tend à faire diminuer le taux de chômage.

Toutefois, dans le droit français, les travailleurs qui ne fournissent pas le bon niveau d'effort sont "licenciés pour faute". Ils perdent alors une partie de leurs indemnités de licenciement, mais ils conservent l'intégralité de leurs droits à l'assurance chômage. Cette remarque fait donc perdre sa pertinence au modèle d'Atkinson pour représenter le marché du travail français.

Ce papier reprend cette démarche de réexamen des modèles théoriques en se concentrant sur un modèle de négociations salariales analogue à ceux proposés par Manning (1993) et Cahuc et Zylberberg ((1996), chapitre 8). Nous essaierons en particulier de prendre en compte le fait qu'au moment de négocier les salaires, les syndicats ne prennent

est versée à taux plein, puis elle baisse de façon géométrique de 8 % tous les 6 mois pendant $60 - 27 = 33$ mois.

plus comme donné le niveau des allocations chômage ; au contraire, ils calculent le niveau d'A.U.D. dont bénéficieraient leurs membres si leurs emplois étaient détruits demain en fonction du salaire négocié aujourd'hui.

Aussi, dans le modèle que nous étudierons, deux dispositifs distincts d'indemnisation du chômage seront analysés. Tout d'abord, pendant une période, un chômeur qui vient d'être licencié touche une allocation d'assurance proportionnelle au dernier salaire perçu. Cette allocation est censée représenter le fonctionnement d'un régime assurantiel. Si notre chômeur reste au chômage plus d'une période, il touche alors, pour une durée illimitée, une allocation que l'on considérera comme proportionnelle au salaire moyen de l'économie. Cette hypothèse de proportionnalité est analogue à l'hypothèse que formulent Layard, Nickell et Jackman (1991), Manning (1993) et Cahuc et Zylberberg ((1996), chapitre 8) à propos de la détermination du niveau des allocations chômage.

Nous montrerons alors qu'une hausse de l'allocation assurancielle peut diminuer le taux de chômage si les travailleurs sont suffisamment averses au risque. Nous montrons également que le remplacement d'une allocation indexée sur le dernier salaire perçu par une allocation qui serait aussi généreuse en moyenne, mais qui ne serait plus indexée sur le dernier salaire perçu permet toujours de diminuer le taux de chômage, cette baisse pouvant aller de 0,6 à 1,9 points ⁵.

L'organisation du papier est la suivante. La première partie présentera la structure du modèle. La technologie de production, les fonctions d'utilité des agents, ainsi que les deux dispositifs d'indemnisation du chômage y seront détaillés. La section suivante sera consacrée à la détermination de l'équilibre général. Nous nous concentrerons en particulier sur la résolution du programme de Nash de négociations salariales. La troisième partie sera dévolue à l'étude des propriétés de statique comparative de l'état stationnaire du modèle. Dans la quatrième partie, nous proposerons des applications numériques de nos résultats en calibrant les principaux paramètres du modèle. Nous concluons en rappelant les limites de notre démarche dans la dernière partie.

I Technologie, préférences et structure du modèle

L'économie que nous considérons est une petite économie ouverte qui comprend un continuum de bassins d'emplois que l'on indexera par $i \in [0; 1]$. Chaque bassin d'emplois est composé d'un syndicat et d'une firme qui produit un bien parfaitement substituable à celui que produisent les autres firmes. Ainsi, il n'y aura qu'un seul marché des biens et services qui vérifiera les hypothèses habituelles de concurrence pure et parfaite. Les ratios de remplacement ρ pour l'assurance chômage et κ pour l'assistance chômage sont

⁵Suivant la terminologie de Goerke (1997), cette réforme consiste à transformer une assurance chômage inspirée par la philosophie Bismarkienne par une assurance chômage d'inspiration Beveridgienne.

fixés de façon exogène une fois pour toutes.

La séquence des décisions à la date t se présente sous la forme suivante :

1. Une fraction q des emplois existant à la période précédente est détruite de façon exogène. D'autre part, le taux de taxe sur le salaire net τ_t est fixé pour assurer l'équilibre budgétaire des deux dispositifs d'indemnisation du chômage.
2. Les salariés qui restent dans l'entreprise i se regroupent pour négocier le salaire $w_{i,t}$ avec la firme i . On suppose que la négociation ne porte que sur la période courante et que les travailleurs sont réputés incapables de s'engager au delà de la période courante.
3. Les firmes décident alors du niveau de leur investissement $I_{i,t}$ et du niveau d'emploi optimal $L_{i,t}$. C'est à ce moment qu'elles recrutent les $L_{i,t} - (1 - q) L_{i,t-1}$ ⁶ travailleurs dont chacune d'elles a besoin parmi les chercheurs d'emplois. D'autre part, on suppose que l'investissement est irréversible.
4. Les firmes produisent, distribuent les salaires à leurs travailleurs et payent une cotisation sociale au taux τ_t à l'Etat⁷. Avec ces recettes, l'Etat distribue les allocations d'assurance chômage, d'assistance chômage. Les travailleurs consomment alors l'intégralité de leur revenus courants.

Comme dans tous les modèles de négociations salariales de type "droit à gérer", le salaire est négocié avant que la firme ne détermine unilatéralement l'emploi. Il faut également remarquer que dans chaque entreprise, le stock de capital est prédéterminé au début de la période, car le niveau d'investissement est décidé à la période précédente, c'est-à-dire avant que le salaire ne soit négocié. Il s'agit là d'une autre hypothèse très courante dans cette littérature.

Nous supposons que la technologie de production présente des rendements constants et qu'elle est de type Cobb-Douglas. Aussi, la firme i produit à la date t une quantité d'output $Y_{i,t}$ avec un nombre d'employés $L_{i,t}$ et un capital $K_{i,t}$ selon :

$$Y_{i,t} = (H L_{i,t})^\alpha (K_{i,t})^{1-\alpha} \quad \text{avec } 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

où la grandeur H est un terme de productivité neutre au sens de Harrod. L'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas permet de simplifier les calculs. Elle n'est

⁶On suppose que l'on se situe suffisamment près de l'état stationnaire pour que l'on ait toujours : $L_{i,t} \geq (1 - q) L_{i,t-1}$ et $K_{i,t} \geq (1 - \delta) K_{i,t-1}$.

⁷Ceci est un raccourci. Rappelons qu'en France, les dispositifs assuranciers sont cogérés par les partenaires sociaux au sein de l'U.N.E.D.I.C. indépendamment de la volonté gouvernementale, alors que les dispositifs d'assistance sont régis par la loi. Toutefois cet abus de langage n'a pas de conséquence dans cet article.

cependant pas indispensable à l'obtention de nos résultats, qui resteraient identiques avec n'importe quelle autre fonction de production néo-classique strictement concave à rendements d'échelle constants.

Le stock de capital subit un taux de dépréciation δ . Aussi, sa dynamique est-elle déterminée par l'équation d'accumulation :

$$K_{i,t+1} = (1 - \delta) K_{i,t} + I_{i,t} \quad (2)$$

L'économie comprend un agent "capitaliste" qui possède l'ensemble des firmes et touche l'ensemble des profits des firmes. Il est le seul dans l'économie à pouvoir accéder au marché mondial des capitaux où le taux d'intérêt est $r > 0$. Il peut donc substituer de la richesse d'une période à une autre et s'assurer contre un éventuel risque de revenu. Comme par ailleurs, la petite taille de l'économie l'oblige à prendre le taux d'intérêt comme donné, son objectif, en tant qu'acteur du marché du travail, correspond simplement à son revenu actualisé :

$$\int_{i=0}^1 \sum_{t=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t (Y_{i,t} - (1 + \tau_t) w_{i,t} L_{i,t} - K_{i,t+1} + (1 - \delta) K_{i,t}) di \quad (3)$$

Enfin, nous supposons l'existence d'un continuum de travailleurs dont nous normaliserons la taille à 1. Chaque travailleur offre inélastiquement une unité de travail. Un travailleur peut à la date t se retrouver dans l'une des situations suivantes : "être employé dans une firme i ", "être au chômage depuis moins d'un an, avoir un salaire de référence ω , et bénéficier de l'assurance chômage", "être au chômage depuis plus d'un an et bénéficier de l'assistance chômage", ou enfin voir "les négociations échouées dans l'entreprise i ". Suivant la situation du travailleur, nous noterons respectivement par $V_{i,t}$, $V_t^u(\omega)$, $V_t^{u,l}$ et $V_{i,t}^a$ l'espérance d'utilité intertemporelle des travailleurs. Enfin, nous noterons V_t , la valeur moyenne des $V_{i,t}$.

Nous supposons que les travailleurs n'ont accès à aucun marché financier, si bien qu'ils n'ont pas la possibilité de s'assurer contre le risque de chômage en dehors des prestations d'assurance chômage et d'assistance chômage que propose l'Etat. Ils n'ont pas non plus la possibilité de transférer leur richesse d'une période à une autre. Aussi, la consommation courante des travailleurs, et donc le flux d'utilité qu'ils reçoivent pendant une période ne dépendent que du revenu courant. Nous supposons enfin que les travailleurs ont tous le même facteur d'escompte que nous noterons β et qu'ils présentent de l'aversion pour le risque. Ainsi, un travailleur qui touche un revenu Ω reçoit un flux d'utilité instantané $\Omega^{1-\lambda}/(1-\lambda)$, avec $0 < \lambda \neq 1$. Le paramètre λ correspond au degré relatif d'aversion pour le risque.

Nous noterons a_t la probabilité pour qu'un chercheur d'emploi à la date t trouve effectivement un emploi. Cette probabilité est supposée être indépendante du statut social

du chercheur d'emploi. Cette hypothèse peut sembler restrictive. Elle est cependant très courante dans la littérature concernant les modèles de négociations salariales. Nous la reprenons ici, car elle simplifie considérablement la résolution dynamique du modèle sans changer pour autant les propriétés de statique comparative de l'état stationnaire. Une autre hypothèse usuelle que nous reprenons consiste à supposer constante la probabilité q pour un travailleur de voir son emploi détruit.

Un bénéficiaire de l'assurance chômage à la date t , dont le dernier salaire a été ω , reçoit en t une allocation égale à $\rho \omega$. A la période suivante, il cherche un emploi, qu'il trouve avec une probabilité a_{t+1} , ce qui lui procurera alors une espérance d'utilité V_{t+1} . Avec une probabilité $1 - a_{t+1}$, il reste au chômage, mais il aura épuisé ses droits à l'assurance chômage. Son espérance d'utilité intertemporelle sera alors $V_{t+1}^{u,l}$. On peut à présent déterminer le bien-être d'un bénéficiaire de l'assurance chômage ⁸.

$$V_t^u(\omega) = \frac{\rho^{1-\lambda} \omega^{1-\lambda}}{1-\lambda} + \beta [a_{t+1} V_{t+1} + (1 - a_{t+1}) V_{t+1}^{u,l}] \quad (4)$$

Un chômeur qui n'a pas le droit à l'assurance chômage touche dans la période une allocation d'assistance égale à κw_{t-1} où w_t est une moyenne des salaires offerts à la date t :

$$w_t = \frac{\int_{i=0}^1 w_{i,t} L_{i,t} di}{\int_{i=0}^1 L_{i,t} di}$$

On supposera que $0 < \kappa < \rho$. Cette inégalité assurera qu'à l'équilibre symétrique, l'allocation assurancielle est toujours plus généreuse que l'allocation d'assistance. On peut alors écrire l'équation définissant le bien-être d'un bénéficiaire du régime d'assistance à la date t :

$$V_t^{u,l} = \frac{\kappa^{1-\lambda} w_{t-1}^{1-\lambda}}{1-\lambda} + \beta [a_{t+1} V_{t+1} + (1 - a_{t+1}) V_{t+1}^{u,l}] \quad (5)$$

Ainsi, la différence entre le bien-être d'un bénéficiaire de l'assurance chômage dont le salaire de référence est ω et d'un bénéficiaire du régime d'assistance vaut à la date t :

$$V_t^u(\omega) - V_t^{u,l} = \frac{(\rho \omega)^{1-\lambda}}{1-\lambda} - \frac{(\kappa w_{t-1})^{1-\lambda}}{1-\lambda} \quad (6)$$

Un travailleur employé à la date t dans la firme i bénéficie d'un niveau de bien-être qui dépend du salaire négocié en t , $w_{i,t}$. Si les négociations aboutissent dans le bassin i , ce travailleur recevra une utilité $(w_{i,t})^{1-\lambda} / (1-\lambda)$. A la période suivante, avec une probabilité $1 - q$, son emploi ne sera pas détruit, il recevra alors une espérance d'utilité $V_{i,t+1}$. Avec une probabilité q a_{t+1} il sera licencié, mais il retrouvera tout de suite un

⁸Dans ce papier nous travaillerons sous l'hypothèse d'anticipations parfaites. Aussi, nous noterons de la même manière les prévisions des variables et leurs réalisations futures.

emploi ailleurs dans l'économie, et bénéficiera d'un niveau de bien-être V_{t+1} . Enfin, avec une probabilité $q(1 - a_{t+1})$, il se retrouvera au chômage. Il pourra alors bénéficier de l'assurance chômage, et son salaire de référence pour le calcul de son allocation assurancielle sera de $w_{i,t}$. On peut ainsi écrire l'équation déterminant le bien-être d'un travailleur dans la firme i à la date t :

$$V_{i,t} = \frac{(w_{i,t})^{1-\lambda}}{1-\lambda} + \beta \left[(1-q) V_{i,t+1} + q a_{t+1} V_{t+1} + q(1-a_{t+1}) V_{t+1}^u(w_{i,t}) \right] \quad (7)$$

A l'équilibre symétrique, on a :

$$V_t = \frac{(w_t)^{1-\lambda}}{1-\lambda} + \beta \left[(1-q(1-a_{t+1})) V_{t+1} + q(1-a_{t+1}) V_{t+1}^u \right] \quad (8)$$

avec :

$$V_{t+1}^u = \frac{\int_0^1 V_{t+1}^u(w_{i,t}) L_{i,t} di}{\int_0^1 L_{i,t} di} = V_{t+1}^u(w_t) \quad (9)$$

la dernière égalité n'étant satisfaite qu'à l'équilibre symétrique.

Il nous reste à déterminer le point de menace des travailleurs dans le bassin i à la date t . Pissarides, (1990), ou Layard, Nickell et Jackman (1991) ont retenu le bien-être des chômeurs V_t^u comme point de menace des travailleurs dans les négociations salariales. Cependant, dans le modèle de droit à gérer, comme les salaires sont négociés avant la détermination de l'emploi, les travailleurs d'un bassin d'emplois dans lequel les négociations auraient échoué ont encore la possibilité de chercher un emploi ailleurs dans l'économie. Cette remarque a donc conduit Manning (1993) et Cahuc et Zylberberg (1996) à retenir comme point de menace le bien-être d'un nouveau chercheur d'emploi :

$$V_{i,t}^a(w_{i,t-1}) = a_t V_t + (1-a_t) V_t^u(w_{i,t-1}) \quad (10)$$

En cas de rupture des négociations au cours de l'étape 2 du jeu, les insiders anticipent qu'ils auront, comme tous les autres travailleurs, la possibilité de chercher un emploi ailleurs dans l'économie pendant l'étape 3 de la période t . Les insiders pourront trouver un emploi avec une probabilité a_t , ce qui leur procurera une espérance de gain égale à V_{t+1} . En cas d'échec, ils se retrouveront au chômage et bénéficieront de l'assurance chômage. Le salaire de référence qui servira alors au calcul de leur allocation assurancielle correspondra au salaire de la période précédente $w_{i,t-1}$. C'est pourquoi le point de menace des travailleurs du bassin i à la date t est une fonction du salaire passé $w_{i,t-1}$.

On peut à présent décrire le processus de transition sur le marché du travail. Les chercheurs d'emplois à la date t sont les $q(1 - u_{t-1})$ employés de la période précédente qui ont perdu leur emploi, auxquels s'ajoutent les u_{t-1} chômeurs de la période précédente. Or, seule une fraction a_t de ces personnes va réussir à trouver un emploi à la période t . Aussi, aboutit-on à :

$$u_t = (1 - a_t)(q + (1 - q)u_{t-1}) \quad (11)$$

Les bénéficiaires du régime d'assurance chômage sont les travailleurs qui ont été licenciés à la période précédente et qui n'ont pas retrouvé d'emploi, à savoir :

$$u_t^s = (1 - a_t)q(1 - u_{t-1}) = u_t \frac{q(1 - u_{t-1})}{q + (1 - q)u_{t-1}} \quad (12)$$

Les chômeurs qui ne bénéficient que du régime d'assistance chômage sont par conséquent au nombre de :

$$u_t^l = (1 - a_t)u_{t-1} = u_t \frac{u_{t-1}}{q + (1 - q)u_{t-1}} \quad (13)$$

A chaque date, le modèle s'apparente à un jeu séquentiel où l'information est parfaite. Aussi, la détermination de l'équilibre temporaire se ramène à la recherche de l'équilibre de Nash en sous-jeu dans l'arbre décrit par les étapes 1 à 4. La section suivante examinera précisément le comportement des agents par induction "récursive" en remontant le temps.

II La détermination de l'équilibre général

Dans cette section, nous allons d'abord étudier le comportement des firmes, puis nous nous attacherons à la résolution du programme de négociations salariales, avant de déterminer l'équilibre symétrique à la période t .

Au cours de l'étape 3 de la date t , l'entreprise i planifie ses décisions concernant l'emploi et l'investissement, $\{L_{i,t+k}; I_{i,t+k}\}_{k \geq 0}$ de façon à maximiser son profit intertemporel. Compte tenu de l'équation d'accumulation du capital (2), ce programme peut se réécrire :

$$\max_{L_{i,t+k}, K_{i,t+1+k}} \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^k \left\{ (HL_{i,t+k})^\alpha K_{i,t+k}^{1-\alpha} - (1 + \tau_{t+k})w_{i,t+k}L_{i,t+k} - K_{i,t+1+k} + (1 - \delta)K_{i,t+k} \right\}$$

Les conditions du premier ordre s'écrivent, pour $k \geq 0$:

$$(1 + \tau_{t+k})w_{i,t+k} = \alpha H \left(\frac{K_{i,t+k}}{H L_{i,t+k}} \right)^{1-\alpha} \quad (14)$$

et

$$r + \delta = (1 - \alpha) \left(\frac{K_{i,t+1+k}}{H L_{i,t+1+k}} \right)^{-\alpha} \quad (15)$$

Pour toutes les dates futures, l'intensité capitaliste, et donc, le coût du travail, sont entièrement déterminés par le taux de cotisations sociales, le taux d'intérêt et le taux de dépréciation du capital. Par conséquent, l'équation de la frontière du prix des facteurs détermine l'anticipation des salaires aux périodes futures $w_{i,t+1+k}$, pour $k \geq 0$:

$$w_{i,t+1+k} = \frac{\alpha H}{1 + \tau_{t+1+k}} \left(\frac{r + \delta}{1 - \alpha} \right)^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (16)$$

Ainsi, les entreprises ajustent le stock de capital de telle sorte qu'à la période suivante, le salaire sera le même dans tous les bassins d'emplois. Ceci est dû à la parfaite mobilité des capitaux entre les bassins d'emplois qui oblige à égaliser les productivités marginales du capital, et donc également celles du travail.

Par contre, à la date t , le capital $K_{i,t}$ est déjà installé. Ainsi, au moment de négocier les salaires, le syndicat et la firme anticipent que la firme réagira au salaire négocié en embauchant les travailleurs selon une demande de travail, qui est décrite implicitement par l'équation (14), et qui sera une fonction strictement décroissante du salaire réel. Les travailleurs ont alors la possibilité d'augmenter leur rente par un "hold-up" sur les revenus du capital en menaçant de suspendre le travail pendant la période. Si l'entreprise ne cède pas à la pression des insiders, elle réalisera alors des pertes car elle aura déjà payé l'investissement en capital. Les syndicats et les entreprises doivent donc négocier pour déterminer conjointement le salaire courant en évitant la grève qui serait mutuellement désavantageuse.

On peut alors écrire le programme de négociation de Nash généralisé. Ce critère permet de d'obtenir la solution du programme de négociations qui vérifient les axiomes de Nash ⁹. Les liens entre cette approche axiomatique et la recherche des équilibres d'un jeu de négociations dans lequel on expliciterait les stratégies des deux négociateurs constitue une littérature abondante. Sans prétendre à une quelconque exhaustivité en la matière on pourra consulter Pucci (1995) et Cahuc et Zylberberg (1996), chapitre 5. En notant respectivement par $\pi_{i,t}$, $\pi_{i,t}^0$ et $V_{i,t}^0$, l'utilité de la firme en cas d'accord, en cas de désaccord et l'utilité des travailleurs en cas de désaccord, le programme de négociations s'écrit :

$$\max_{w_{i,t}} (V_{i,t} - V_{i,t}^0)^\gamma (\pi_{i,t} - \pi_{i,t}^0)^{1-\gamma}$$

Sous contrainte de l'équation (14), $K_{i,t}$ étant fixé

où $\gamma \in [0, 1]$ représente le pouvoir de négociation des travailleurs. Nous avons supposé qu'en cas de rupture des négociations salariales, les travailleurs obtenaient $V_{i,t}^0 = V_{i,t}^a$.

⁹En réalité, nous ne considérons que la recherche de solutions efficaces, mutuellement avantageuses et indépendantes des options non pertinentes, sans prendre en compte l'axiome de symétrie.

Si les négociations aboutissent, les profits intertemporels de la firme i valent :

$$\pi_{i,t} = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^k (Y_{i,t+k} - (1 + \tau_{t+k}) w_{i,t+k} L_{i,t+k} - I_{i,t+k})$$

La rupture éventuelle des négociations salariales ne remet pas en cause son plan d'investissement. En effet, comme une grève ne porte que sur le salaire courant, elle ne modifie pas les perspectives futures de profit. Le profit intertemporel de la firme i en cas de rupture des négociations à la date t s'écrit par conséquent :

$$\pi_{i,t}^0 = -I_t + \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^k (Y_{i,t+k} - (1 + \tau_{t+k}) w_{i,t+k} L_{i,t+k} - I_{i,t+k})$$

Aussi, à la date t , la contribution de la firme au programme de négociations salariales correspond à son excédent brut d'exploitation $\Pi_{i,t} = Y_{i,t} - (1 + \tau_t) w_{i,t} L_{i,t}$. L'équation (14) nous assure alors que cette contribution dépend à la date t du salaire négocié $w_{i,t}$ selon :

$$\pi_{i,t} - \pi_{i,t}^0 = \Pi_{i,t}(w_{i,t}) = (1 - \alpha) K_{i,t} \left(\frac{\alpha H}{(1 + \tau_t) w_{i,t}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (17)$$

Finalement, le programme de Nash prend la forme :

$$\max_{w_{i,t}} \left(V_{i,t} - V_{i,t}^a(w_{i,t-1}) \right)^\gamma (\Pi_{i,t})^{1-\gamma}$$

Sous contrainte de l'équation (17)

Au niveau décentralisé, les agents prennent comme données toutes les variables agrégées que sont le taux de taxe τ_t , les probabilités présente et futures de trouver un emploi $\{a_{t+k}\}_{k \geq 0}$, les salaires moyens présent et futurs $\{w_{t+k}\}_{k \geq 0}$, ainsi que les valeurs futures de l'emploi et du chômage $\{V_{i,t+1+k}, V_{t+1}^u(\cdot), V_{t+1+k}^{u,l}\}_{k \geq 0}$. En particulier, la valeur du point de menace $V_{i,t}^a(w_{i,t-1})$ est prise comme donnée au moment de la négociation salariale ¹⁰. Aussi, la condition nécessaire du premier ordre du programme de négociations s'écrit :

$$\frac{w_{i,t} \frac{\partial V_{i,t}}{\partial w_{i,t}}}{V_{i,t} - V_{i,t}^a(w_{i,t-1})} = \frac{1 - \gamma}{\gamma} \frac{\alpha}{1 - \alpha} \quad (18)$$

Le membre de gauche correspond à l'augmentation relative de la rente des travailleurs quand le salaire augmente de 1%. Le membre de droite correspond à la valeur absolue de l'élasticité de l'excédent brut d'exploitation par rapport au salaire négocié $\frac{\alpha}{1-\alpha}$, (c'est à dire à la perte relative de profit pour la firme quand le salaire négocié augmente de 1%), multipliée par un coefficient $\frac{1-\gamma}{\gamma}$ qui diminue avec le pouvoir de négociation des syndicats.

¹⁰Dans tout le reste de l'article, nous noterons avec le symbole ∂ les dérivées partielles telles que les calculent les agents au moment de la négociation salariale, toutes les variables agrégées étant prises comme données.

Le salaire négocié permet ainsi de rendre proportionnel le gain relatif des travailleurs avec la perte relative que subit la firme suite à une augmentation de 1% du salaire négocié $w_{i,t}$, le coefficient de proportionnalité étant une fonction décroissante du pouvoir de négociation des syndicats. Cette relation d'arbitrage conduit alors à exprimer la rente des travailleurs en fonction du salaire négocié $w_{i,t}$ selon :

$$V_{i,t} - V_{i,t}^a(w_{i,t-1}) = \frac{\gamma(1-\alpha)}{(1-\gamma)\alpha} w_{i,t} \frac{\partial V_{i,t}}{\partial w_{i,t}} \quad (19)$$

Il faut donc calculer la dérivée partielle de $V_{i,t}$ par rapport à $w_{i,t}$. A partir de l'équation (7), nous obtenons :

$$\frac{\partial V_{i,t}}{\partial w_{i,t}} = w_{i,t}^{-\lambda} + \beta q(1-a_{t+1}) \frac{\partial V_{t+1}^u}{\partial \omega}(w_{i,t}) \quad (20)$$

La dérivée de la fonction $V_{t+1}^u(\cdot)$ est alors obtenue à partir de l'équation (4) selon :

$$\frac{\partial V_{t+1}^u}{\partial \omega}(w_{i,t}) = \rho^{1-\lambda} w_{i,t}^{-\lambda} \quad (21)$$

Aussi, la condition du premier ordre du programme de négociations salariales s'écrit-elle :

$$V_{i,t} - V_{i,t}^a(w_{i,t-1}) = \mu (w_{i,t})^{1-\lambda} \{1 + \beta \rho^{1-\lambda} q(1-a_{t+1})\} \quad (22)$$

Avec

$$\mu = \frac{\gamma(1-\alpha)}{(1-\gamma)\alpha} \quad (23)$$

La condition suffisante du second ordre s'écrit simplement :

$$\frac{1}{\mu} = \frac{1-\gamma}{\gamma} \frac{\alpha}{1-\alpha} > 1-\lambda$$

La rente des travailleurs apparaît ainsi comme le produit d'une fonction du salaire $\mu (w_{i,t})^{1-\lambda} / (1-\lambda)$, par une expression μ qui augmente avec la probabilité pour un chercheur d'emploi de ne pas trouver un emploi en $t+1$, à savoir $1-a_{t+1}$. Lorsque $1-a_{t+1}$ augmente, le syndicat du bassin i valorise davantage une hausse du salaire en t , car les travailleurs auront davantage de risques de se retrouver au chômage demain, avec une allocation qui sera proportionnelle au salaire négocié aujourd'hui. Aussi, pour que la relation d'arbitrage (18) reste vérifiée pour un niveau de salaire donné, la rente des travailleurs $V_{i,t} - V_{i,t}^g$ doit augmenter.

On remarque enfin que la rente des travailleurs est strictement positive. Aussi, comme dans tous les modèles de négociations avec information parfaite (cf. Pucci (1995), chapitre 1), il n'y a pas de grève. Celle-ci apparaît juste comme une menace, mais elle n'a jamais lieu.

Nous pouvons à présent passer à la détermination de l'équilibre général de l'économie à la date t . Le salaire dans le bassin i est en fait déterminé par la frontière du prix des facteurs. En effet, les entreprises ajustent le stock de capital de telle sorte que le coût du travail soit identique dans tous les bassins d'emplois et qu'il permette le même rendement de l'investissement que dans le reste du monde. Aussi, le salaire est le même dans tous les bassins d'emplois et l'économie se situe en permanence à l'équilibre symétrique (i.e. $w_{i,t} = w_t$ et $V_{i,t} = V_t$). Le modèle présente par conséquent 4 variables endogènes : la rente relative des travailleurs $(V_t - V_t^a) / w_t^{1-\lambda}$, la probabilité d'échec d'un chercheur d'emploi $1 - a_t$, le taux de chômage u_t et le salaire net w_t .

La condition d'optimalité du programme de négociations (équation (22)) se simplifie par conséquent en :

$$V_t - V_t^a = \mu (w_t)^{1-\lambda} \left[1 + \beta \rho^{1-\lambda} q (1 - a_{t+1}) \right] \quad (24)$$

Par ailleurs, à partir des équations (4), (5), (6), (8) et (10), on obtient une autre relation entre V_t et V_t^a :

$$\begin{aligned} V_t - V_t^a &= (1 - a_t) \left\{ \frac{w_t^{1-\lambda} - (\rho w_{t-1})^{1-\lambda}}{1 - \lambda} + \right. \\ &\quad \left. \beta (1 - q) (1 - a_{t+1}) (V_{t+1} - V_{t+1}^u) + \beta (1 - a_{t+1}) (V_{t+1}^u(w_t) - V_{t+1}^{u,l}) \right\} \\ &= (1 - a_t) (w_t)^{1-\lambda} \left\{ \frac{1 - (\rho \frac{w_{t-1}}{w_t})^{1-\lambda}}{1 - \lambda} + \beta (1 - q) (1 - a_{t+1}) (V_{t+1} - V_{t+1}^u) \right. \\ &\quad \left. + \beta (1 - a_{t+1}) \frac{\rho^{1-\lambda} - \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} \right\} \end{aligned} \quad (25)$$

La combinaison des deux précédentes équations permet alors d'obtenir une relation entre les probabilités présente a_t et futures $\{a_{t+1}, a_{t+2}\}$ de trouver un emploi et les taux de croissance passé et présent du salaire net $\left\{ \frac{w_t}{w_{t-1}}, \frac{w_{t+1}}{w_t} \right\}$:

$$\begin{aligned} \mu \left[1 + \beta \rho^{1-\lambda} q (1 - a_{t+1}) \right] &= (1 - a_t) \left\{ \frac{1 - (\rho \frac{w_{t-1}}{w_t})^{1-\lambda}}{1 - \lambda} + \right. \\ &\quad \left. \beta (1 - q) \mu \left(\frac{w_{t+1}}{w_t} \right)^{1-\lambda} \left[1 + \beta \rho^{1-\lambda} q (1 - a_{t+2}) \right] + \beta (1 - a_{t+1}) \frac{\rho^{1-\lambda} - \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} \right\} \end{aligned} \quad (26)$$

Ceci nous définit une "relation de Phillips augmentée" qui lie les taux de croissance du salaire réel passés et présents aux probabilités de trouver une emploi aujourd'hui, demain et après demain. Cette relation présente la particularité, ainsi que l'ont déjà souligné Manning (1993) et Cahuc et Zylberberg (1996), d'expliquer le taux de chômage

de long terme par le pouvoir de négociation des syndicats et par le degré de générosité des différents dispositifs d'indemnisation du chômage.

D'autre part, la contrainte budgétaire de l'Etat s'écrit, à la période t :

$$(1 + \tau_t) w_t (1 - u_t) = w_t (1 - u_t) + \rho w_{t-1} u_t^s + \kappa w_{t-1} u_t^l$$

ce qui, compte tenu des équations (16), (12) et (13), permet d'aboutir à :

$$w_t = \alpha H \left(\frac{r + \delta}{1 - \alpha} \right)^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} - w_{t-1} \frac{u_t}{1 - u_t} \frac{\rho q (1 - u_{t-1}) + \kappa u_{t-1}}{q + (1 - q) u_{t-1}} \quad (27)$$

Cette dernière équation apparaît comme une frontière de prix des facteurs augmentée de la contrainte budgétaire de l'Etat. Le salaire net décroît avec le taux de chômage courant u_t car, plus celui-ci est élevé, moins il y a de cotisants, et plus il y a de personnes à indemniser. Par contre, le salaire courant apparaît comme une fonction croissante du taux de chômage passé, car une hausse de u_{t-1} implique qu'une plus grande proportion de chômeurs recevra l'allocation d'assistance, moins généreuse que l'allocation d'assurance.

Aussi, la combinaison des équations (11), (26) et (27) permet-elle de déterminer le taux de chômage u_t et le salaire net w_t de la période t en fonction du taux de chômage passé u_{t-1} , du salaire passé w_{t-1} , et de l'anticipation faite en t des taux de chômage futurs u_{t+1} et u_{t+2} .

III Allocations chômage et taux de chômage à l'état stationnaire

Dans cette section, nous allons étudier les propriétés de l'économie à l'état stationnaire (i.e. tel que a_t et u_t soient constants dans le temps). Le lecteur intéressé trouvera en annexe une description locale de la dynamique transitoire de l'économie. Nous allons commencer par présenter la résolution du modèle à l'état stationnaire, avant d'effectuer sa statique comparative. Enfin, nous étudierons les conséquences du remplacement de l'allocation assurancielle indexée sur le dernier salaire perçu par une allocation qui donne ρ fois le salaire moyen de la période précédente aux chômeurs de courte durée. Le but de ce dernier exercice est de savoir si il y a une possibilité de diminuer les effets néfastes de l'assurance chômage sur le taux de chômage sans affecter la générosité du système.

Le modèle présente 4 variables endogènes : la rente relative des travailleurs $(V - V^a) / w^{1-\lambda}$, la probabilité d'échec d'un chercheur d'emploi $1 - a$, le taux de chômage u et le salaire w . Nous avons deux équations qui relient les deux premières variables endogènes. La première réside dans la condition d'optimalité du programme de négociations salariales (équation (22)), qui s'écrit à présent :

$$\frac{V - V^a}{w^{1-\lambda}} = \mu \left[1 + \beta \rho^{1-\lambda} q (1 - a) \right] \quad (28)$$

Le membre de gauche mesure la rente qu'obtiennent les salariés à l'équilibre, relativement au niveau du salaire. Cette rente relative est ainsi égale au produit du mark-up syndical μ par une expression qui croît avec la probabilité d'échec pour un chercheur d'emploi. Ceci est dû au fait que, plus cette probabilité est élevée, plus les travailleurs ont une chance de se retrouver demain au chômage, et de bénéficier de l'assurance chômage. Les travailleurs vont alors davantage valoriser une augmentation relative de 1 % du salaire négocié, ce qui tendra à accroître la pression salariale.

D'autre part, l'équation (27) nous indique qu'à l'état stationnaire, le taux de croissance du salaire réel est nul. Aussi, la relation (25) devient-elle :

$$\frac{V - V^a}{w^{1-\lambda}} = \frac{1 - a}{1 - \beta(1 - q)(1 - a)} \frac{1 - (1 - \beta(1 - a)) \rho^{1-\lambda} - \beta(1 - a) \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} \quad (29)$$

ce qui constitue notre deuxième relation entre la rente relative des travailleurs et la probabilité d'échec des chercheurs d'emplois. La probabilité de trouver un emploi à l'état stationnaire de l'économie doit alors vérifier :

$$F(a, \rho, \kappa, \mu) = \mu [1 - \beta(1 - q)(1 - a)] \left[1 + \beta q \rho^{1-\lambda} (1 - a) \right] - (1 - a) \frac{1 - (1 - \beta(1 - a)) \rho^{1-\lambda} - \beta(1 - a) \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} = 0 \quad (30)$$

Nous allons imposer aux paramètres du modèle de vérifier que :

$$1 - q \geq q \rho^{1-\lambda} \quad (31)$$

Cette inégalité est vérifiée pour des valeurs plausibles des paramètres. De plus, elle se révèle être une condition suffisante pour que la fonction F croisse en a , ce qui nous garantit l'unicité de la solution de l'équation (30). En effet, nous avons :

$$F_a = \mu \beta \left\{ (1 - q) \left[1 + \beta q \rho^{1-\lambda} (1 - a) \right] - q \rho^{1-\lambda} [1 - \beta(1 - q)(1 - a)] \right\} + \frac{1 - \rho^{1-\lambda}}{1 - \lambda} + 2 \beta (1 - a) \frac{\rho^{1-\lambda} - \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} > 0 \quad \forall a \in [0, 1] \quad (32)$$

Il y a donc une seule valeur de a à l'état stationnaire. A partir de cette valeur de a , on obtient le taux de chômage d'équilibre grâce à l'équation (11) :

$$1 - a = \frac{u}{q + u(1 - q)} \Leftrightarrow u = \frac{q(1 - a)}{1 - (1 - q)(1 - a)} \quad (33)$$

Ainsi, une hausse de la probabilité a de trouver un emploi à l'état stationnaire correspondra à une baisse du taux de chômage. Enfin, à partir de l'équation (27), écrite à l'état stationnaire, on récupère la valeur du salaire :

$$w = \frac{\alpha H (1 - u)}{1 - u \left[1 - \rho \frac{q(1-u)}{q+(1-q)u} - \kappa \frac{u}{q+(1-q)u} \right]} \left(\frac{r + \delta}{1 - \alpha} \right)^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (34)$$

ce qui permet de boucler le modèle. Le taux de chômage joue sur le salaire à travers le taux de taxe par deux canaux. D'un coté une hausse du taux de chômage diminue le nombre de cotisants et augmente le nombre de personnes à indemniser. D'autre part, une hausse du taux de chômage augmente la part des chômeurs de longue durée ce qui tend à faire diminuer le ratio de remplacement moyen.

Nous allons passer à présent à la statique comparative du modèle. Nous avons besoin pour cela du résultat suivant :

Lemma 1 *Pour toute variable exogène x , le taux de chômage est une fonction croissante (respectivement décroissante) de x si et seulement si $F_x > 0$ (respectivement $F_x < 0$).*

Preuve : Tout d'abord, l'équation (33) assure que $\partial a / \partial x$ et $\partial u / \partial x$ sont de signes opposés. D'autre part, la différenciation de l'équation (30) assure que $\partial a / \partial x = -F_x / F_a$. Le fait que $F_a > 0$, achève alors la démonstration du lemme. \square

Ce lemme nous garantit qu'il suffit d'étudier le signe de la dérivée partielle F_x de la fonction F pour déterminer le signe de $\partial u / \partial x$. On peut alors vérifier que nous retrouvons le résultat habituel (cf. Layard, Nickell et Jackman (1991), Manning, (1993), Cahuc et Zylberberg (1996)) selon lequel une hausse du pouvoir de négociation des syndicats augmente le taux de chômage.

Proposition 2 *Le taux de chômage stationnaire augmente avec le pouvoir de négociation des syndicats γ .*

Preuve : L'équation (23) stipule qu'une hausse du pouvoir de négociation se traduit par une hausse de μ . Or, la différenciation de l'équation (30) donne :

$$F_\mu = [1 - \beta (1 - q) (1 - a)] [1 + \beta q \rho^{1-\lambda} (1 - a)] > 0 \quad (35)$$

ce qui assure la preuve de la proposition. \square

Ce résultat est important car il permet de s'assurer que l'extension des modèles de négociations salariales que nous proposons ne modifie pas les prédictions quant aux effets

des syndicats sur le chômage. Passons à présent à l'analyse des effets de l'assistance chômage.

Proposition 3 *Une hausse de la générosité de l'assistance chômage κ augmente le taux de chômage.*

Preuve : L'équation (30) nous assure que :

$$F_{\kappa} = \beta (1 - a)^2 \kappa^{-\lambda} > 0 \quad (36)$$

ce qui assure la démonstration de la proposition. \square

L'interprétation de ce résultat est la suivante. Toutes choses égales par ailleurs, une hausse de κ augmente le point de menace des travailleurs, ainsi que l'indique l'équation (29). Aussi, les insiders sont tentés d'accroître leurs revendications salariales, ce qui implique finalement une hausse du chômage. Il s'agit là encore d'un résultat qui confirme les prédictions précédentes.

Passons à présent à l'étude des conséquences d'une hausse du ratio de remplacement de l'assurance chômage.

Proposition 4 *Si les travailleurs sont faiblement averses au risque (i.e. si le degré relatif d'aversion pour le risque λ est plus petit que 1), une hausse du ratio assurantiel ρ diminue le taux de chômage.*

Preuve : La dérivée de l'équation (30) par rapport à ρ s'écrit :

$$F_{\rho} = (1 - a) \rho^{-\lambda} \{1 - \beta(1 - a) + \mu(1 - \lambda) \beta q [1 - \beta(1 - q)(1 - a)]\} \quad (37)$$

Aussi, si $\lambda > 0$, on a bien $F_{\rho} > 0$ ce qui garantit que $\partial u / \partial \rho > 0$. \square

Pour interpréter ce résultat, remarquons tout d'abord, que le terme entre crochets du membre de droite de l'équation (37) comprend deux parties. Le premier terme, en $1 - \beta(1 - a)$, correspond à l'effet de l'assurance chômage sur le point de menace des travailleurs. L'équation (29) montre que lorsque ρ augmente, le point de menace augmente, la pression salariale s'accroît et le chômage augmente.

Le second terme, en $\mu(1 - \lambda) \beta q [1 - \beta(1 - q)(1 - a)]$, correspond à la prise en compte par les travailleurs du fait qu'une hausse du salaire négocié aujourd'hui augmentera leur revenu demain si leur emploi se retrouve détruit. Pour comprendre cet effet, revenons à la détermination de la condition d'optimalité du programme de négociation salariale (cf. équations (19) à (22)). Le terme $\rho^{1-\lambda} w_{i,t}^{-\lambda}$ de l'équation (21) mesure les conséquences de l'accroissement de bien-être qu'un insider peut attendre demain d'une

hausse d'une unité de son salaire courant aujourd'hui grâce à l'indexation de l'allocation assurancielle. En effet, suite à une hausse d'une unité du salaire négocié, le travailleur recevra demain ρ unités supplémentaires d'allocation, ce qui lui procurera une utilité supplémentaire égale à $\rho (\rho w_{i,t+1})^{-\lambda}$. Une hausse de ρ aura donc deux effets de sens opposés sur ce terme. D'un côté, en augmentant le montant ρ d'assurance chômage par unité de salaire négocié, une hausse de ρ augmente l'intérêt pour les syndicats d'augmenter les salaires, ce qui tend à faire croître la pression salariale et le chômage. D'un autre côté, elle augmente le revenu futur des agents, ce qui diminue l'utilité marginale du revenu quand les agents sont averses au risque. Ce deuxième effet diminue au contraire l'intérêt pour les syndicats d'augmenter les salaires. Il tend par conséquent à diminuer la pression salariale et le taux de chômage.

L'équation (28) montre alors que l'indexation de l'assurance chômage sur le dernier salaire reçu tend à ce qu'une hausse du ratio de remplacement assuranciel fasse augmenter (respectivement diminuer) le taux de chômage quand les travailleurs sont faiblement (respectivement fortement) averses au risque.

Ainsi, si les travailleurs sont faiblement averses au risque (i.e. si $\lambda < 1$), l'indexation de l'assurance chômage tend à ce qu'une hausse de ρ augmente le taux de chômage, ce qui vient renforcer l'effet habituel d'une hausse des allocations chômage.

A contrario, si les travailleurs sont fortement averses au risque, l'indexation de l'assurance chômage tend à ce qu'une hausse du ratio de remplacement assuranciel diminue le taux de chômage. L'effet total d'une hausse du ratio de remplacement assuranciel sur le taux de chômage est alors ambigu. Ce résultat est très important car il se démarque fortement de la littérature antérieure sur la question.

On peut alors se demander quelles seraient les conséquences d'une politique qui remplacerait l'allocation assurancielle par une allocation de même durée, restreinte à la même population des chômeurs de courte durée, et de même générosité, mais qui ne serait plus indexée sur le dernier salaire reçu.

Nous allons donc reconsidérer le modèle développé en supposant que tous les bénéficiaires de l'assurance chômage à la date t reçoivent un même montant d'allocations, indexé sur le salaire moyen de l'économie qui prévalait à la période précédente, à savoir : ρw_{t-1} . L'équation (21) devient alors :

$$\frac{\partial V_{t+1}^a}{\partial \omega} = 0$$

si bien qu'à l'état stationnaire, l'équation (28) se réécrit :

$$\frac{V - V^a}{w^{1-\lambda}} = \mu \quad (38)$$

Par contre, l'équation (29) n'est pas affectée par cette nouvelle hypothèse. Aussi, l'état

stationnaire se trouve défini implicitement par l'égalité :

$$G(a, \rho, \kappa, \mu) = \mu [1 - \beta (1 - q) (1 - a)] - (1 - a) \frac{1 - (1 - \beta (1 - a)) \rho^{1-\lambda} - \beta (1 - a) \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} = 0 \quad (39)$$

Ceci nous permet d'établir la proposition suivante :

Proposition 5 *Le taux de chômage est plus faible lorsque l'assurance chômage n'est pas indexée sur le dernier salaire reçu. Dans ce cas de figure, une hausse du ratio assurantiel augmente sans ambiguïté le taux de chômage.*

Preuve : Notons par a^I et a^{NI} les valeurs des probabilités de trouver un emploi à l'état stationnaire respectivement lorsque l'assurance chômage est indexée sur le dernier salaire reçu, et sur le salaire moyen de l'économie. La première partie de la démonstration repose sur le fait que $[1 + \beta q \rho^{1-\lambda} (1 - a)] > 1$. Aussi on a :

$$G(a, \rho, \kappa, \mu) < F(a, \rho, \kappa, \mu) \quad \forall a \in [0, 1]$$

En particulier, on a :

$$0 = G(a^{NI}, \rho, \kappa, \mu) < F(a^{NI}, \rho, \kappa, \mu)$$

si bien que :

$$0 = F(a^I, \rho, \kappa, \mu) < F(a^{NI}, \rho, \kappa, \mu)$$

Le fait que la fonction F soit croissante en a , assure alors que $a^I < a^{NI}$, ce qui démontre la première partie de la démonstration de la proposition.

Pour démontrer la seconde partie, on constate que :

$$\begin{aligned} G_a &= \mu \beta (1 - q) + \frac{1 - \rho^{1-\lambda}}{1 - \lambda} + 2 \beta (1 - a) \frac{\rho^{1-\lambda} - \kappa^{1-\lambda}}{1 - \lambda} > 0 \\ G_\rho &= \rho^{-\lambda} (1 - a) [1 - \beta (1 - a)] > 0 \end{aligned}$$

Aussi $\partial a / \partial \rho < 0$ et $\partial u / \partial \rho > 0$. \square

Cette proposition est fondamentale pour deux raisons. Tout d'abord, elle montre que la logique assurancielle qui veut que le niveau d'allocations chômage dépende du dernier salaire reçu est un facteur aggravant du chômage d'équilibre. Mieux vaut une allocation de même générosité, mais dont la philosophie renvoie exclusivement au souci de limiter les inégalités entre les individus qu'une allocation purement assurancielle.

D'autre part, il confirme le fait que c'était l'indexation sur le dernier salaire reçu qui était à l'origine de l'ambiguïté que nous avons relevée quant aux conséquences sur le taux

de chômage d'une hausse du ratio de remplacement assurantiel. En effet, même si les travailleurs sont fortement averses au risque, une hausse de ρ augmente maintenant le taux de chômage.

Nous pouvons en conclure que l'indexation de l'assurance chômage sur le dernier salaire reçu a une influence sur l'état stationnaire de l'économie. Tout d'abord, le niveau du taux de chômage est plus élevé, ensuite, si les travailleurs sont fortement averses au risque, une augmentation du ratio de remplacement assurantiel a un effet sur le taux de chômage.

IV Applications numériques

L'objet de cette section est de proposer des ordres de grandeurs des différents effets mis en évidence dans la section précédente. Dans ce but, nous proposons une calibration des différents paramètres du modèle en essayant de les choisir de telle sorte qu'ils correspondent à la situation actuelle de l'économie française.

Les différents paramètres à étalonner sont les suivants : le facteur d'escompte des travailleurs β , le degré d'aversion pour le risque λ , le pouvoir des travailleurs dans la négociation salariale γ , le ratio de remplacement assurantiel ρ , et le ratio de remplacement du régime d'assistance κ , le taux annuel de destruction des emplois q , l'élasticité de la production par rapport à l'emploi α , le taux de dépréciation du capital δ , le taux d'intérêt mondial r et le paramètre de productivité H .

La paramétrisation des trois derniers paramètres est en réalité inutile : en effet, ces paramètres n'interviennent dans le modèle qu'à travers le coût du travail $\alpha H \left(\frac{r+\delta}{1-\alpha} \right)^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}}$ (cf. équation (16)). Aussi, c'est directement le coût du travail que nous étalonnons. Nous avons alors choisi de normaliser sa valeur à 1.

Nous avons fixé à 0,65 l'élasticité de la production au facteur travail ¹¹. Le facteur d'escompte annuel a été établi à 0,98, de telle sorte que le taux d'escompte soit voisin de 2 % par an. Le taux annuel de destruction des emplois a été fixé à 15 %. Les ratios de remplacement de l'assurance et de l'assistance chômage ont été établis conformément aux évaluations de Martin (1996), page 124.

$\alpha H \left(\frac{r+\delta}{1-\alpha} \right)^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}}$	α	β	q	ρ	κ
1	0,65	0,98	0,15	0,80	0,60

Ils nous reste alors à fixer les valeurs de deux paramètres : le degré d'aversion relatif pour le risque λ , et le pouvoir de négociation des syndicats γ . Contrairement aux

¹¹L'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas n'est pas très réaliste, car elle impliquerait une élasticité de la demande de travail au salaire réel qui serait trop grande en valeur absolue. Néanmoins, avec une fonction de production plus générale, le modèle ne serait pas modifié si le paramètre α correspondait à la part du coût du travail dans la valeur ajoutée. De ce point de vue, 0,65 semble être une valeur "réaliste".

autres paramètres du modèle, nous ne disposons pas d'estimations satisfaisantes, susceptibles d'être utilisées dans notre étalonnage. En effet, les différentes estimations microéconomiques de γ postulent la neutralité au risque des agents. Néanmoins, le fait que nous souhaitons reproduire la situation actuelle de l'économie française enlève un degré de liberté à notre exercice. Ainsi, compte tenu de la valeur du paramètre d'aversion pour le risque λ , il existe une seule valeur du pouvoir de négociation des syndicats telle qu'à l'état stationnaire, le taux de chômage soit égal à 12,5 %.

Nous avons alors choisi trois valeurs pour λ : un niveau "faible" ($\lambda = 0,5$), un niveau "réaliste" ($\lambda = 2$), et un niveau "fort" ($\lambda = 7$). La deuxième valeur, $\lambda = 2$, coïncide à l'exercice de calibration de Van der Linden (1997). Nous avons alors choisi une valeur nettement supérieure et une valeur nettement inférieure afin de balayer l'ensemble des paramètres vraisemblables. Les résultats des simulations ¹² sont alors résumés par le tableau suivant :

λ	γ	$\frac{\partial u}{\partial \rho}$	$\frac{\partial u}{\partial \kappa}$	Effets sur u	Effet sur w
0,5	0,318	0,20	0,20	- 0,63	+ 0,49 %
2	0,386	0,18	0,31	- 0,83	+ 0,64 %
7	0,692	-0,03	0,88	- 1,93	+ 1,50 %

La deuxième colonne indique la valeur du pouvoir de négociation qui permet d'obtenir un taux de chômage de 12,5 % à l'état stationnaire, quand l'assurance chômage est indexée sur le dernier salaire reçu. Les deux colonnes suivantes indiquent les conséquences d'une hausse des ratios de remplacement dans un tel cadre. Enfin, les deux dernières colonnes indiquent quelles sont les conséquences en terme de chômage et de salaire net du remplacement de l'allocation assurancielle indexée sur le dernier salaire reçu par une allocation identique, mais qui serait indexée sur le salaire moyen de l'économie.

Ces simulations nous apprennent plusieurs choses que nous n'avons pas pu mettre en évidence analytiquement. Tout d'abord, on voit que si le degré d'aversion relatif pour le risque est suffisamment élevé (i.e. pour $\lambda = 7$), l'internalisation de l'indexation de l'assurance chômage sur le dernier salaire reçu inverse le signe de la dérivée du taux de chômage par rapport au ratio de remplacement assuranciel. Une hausse du ratio de remplacement assuranciel peut alors diminuer le taux de chômage, résultat qui contraste avec la littérature antérieure.

D'autre part, on voit que la réforme consistant à remplacer l'allocation assurancielle par une allocation de même générosité, mais qui ne serait plus indexée sur le dernier salaire, a un impact important sur le taux de chômage. Les ordres de grandeur restent néanmoins disparates, et vont de 0,6 point de baisse du taux de chômage jusqu'à 1,9 points de baisse. D'autre part, le salaire net est systématiquement plus élevé. En effet,

¹²Nous avons également vérifié que pour ces différents paramètres, la condition du second ordre du programme de négociations salariales $\mu(1 - \lambda) < 1$ était vérifiée et que la restriction (31) était satisfaite.

la baisse du taux de chômage entraîne la baisse du nombre de personnes à indemniser et la hausse du nombre de cotisants. Le taux de cotisation sociale peut donc diminuer, ce qui entraîne la hausse du salaire net. Cette hausse varie entre 0,5 % et 1,5 % suivant la paramétrisation retenue. Ainsi, les revenus courants des travailleurs, des bénéficiaires de l'assurance chômage et des bénéficiaires de l'assistance chômage augmentent tous, ainsi que la probabilité de trouver un emploi pour un chercheur d'emploi. Le nouvel état stationnaire se traduit par conséquent par une hausse simultanée de l'espérance intertemporelle de bien-être de chaque agent à l'état stationnaire, ce qui constitue une motivation supplémentaire à la mise en place d'une telle réforme.

V Conclusion

Dans, ce papier, nous avons proposé une extension des modèles de négociations salariales de Layard Nickell Jackman (1991), Manning (1993) et Cahuc et Zylberberg (1996) en supposant que les travailleurs internalisaient les effets d'une hausse du salaire négocié aujourd'hui sur le niveau d'allocation d'assurance chômage qu'ils sont susceptibles de recevoir demain.

Nous avons montré qu'à travers ce mécanisme d'indexation de l'assurance chômage, une hausse du ratio de remplacement assurantiel peut diminuer le taux de chômage si les travailleurs sont suffisamment averses au risque. De plus, le taux de chômage est toujours plus faible lorsque l'assurance chômage est indexée sur le salaire moyen de l'économie à la période précédente.

Ainsi, il existerait une réforme de l'assurance chômage susceptible de réduire le taux de chômage sans détériorer les revenus des chômeurs ; il conviendrait pour cela de distribuer des indemnités qui ne dépendraient plus du dernier salaire perçu. Suivant la paramétrisation retenue, cette politique pourrait permettre une baisse du taux de chômage d'un ordre de grandeur compris entre 0,6 et 1,9 points. Le salaire net peut alors augmenter d'un ordre de grandeur compris entre 0,5 % et 1,5 %.

Toutefois, la mise en place d'un tel système peut entraîner des difficultés. En effet, la diversité des travailleurs est très grande. Ainsi, un même montant d'allocation pourrait se révéler désincitatif pour les travailleurs les moins qualifiés et complètement insuffisant pour assurer le reclassement d'un cadre hautement qualifié. Par conséquent, il faudrait mettre en place un système où le montant des allocations chômage, au lieu de dépendre du dernier salaire négocié dans une entreprise particulière, dépende de la qualification du chômeur ou de ses diplômes. On pourrait ainsi palier à ces inconvénients tout en éliminant l'effet néfaste de l'indexation de l'assurance chômage.

Deux limites importantes de notre modélisation du marché du travail apparaissent néanmoins : l'absence d'asymétrie informationnelle entre l'Etat et les chômeurs, et l'ho-

mogénéité des travailleurs et des bassins d'emplois. En particulier, il faudrait prendre en compte l'influence de l'effort de recherche des travailleurs afin de pouvoir appréhender l'effet de la dégressivité de l'indemnisation du chômage sur le découragement des chercheurs d'emplois.

Annexe : la dynamique transitoire de l'économie

L'objet de cette annexe est d'étudier la dynamique transitoire du taux de chômage autour de l'état stationnaire sous l'hypothèse d'anticipations parfaites. Le but est de vérifier que compte tenu de conditions initiales suffisamment proches de l'état stationnaire, il existe une seule trajectoire stable convergeant vers l'état stationnaire, et donc une seule valeur possible pour les variables anticipées.

Nous aurons besoin de trois fonctions intermédiaires qui nous aideront à définir la dynamique du taux de chômage. Tout d'abord, nous savons que l'équation (27) nous donne le salaire net en t , en fonction du taux de chômage présent et passé et du salaire passé, selon :

$$w_t = f(u_t; u_{t-1}; w_{t-1}) = \alpha H \left(\frac{r + \delta}{1 - \alpha} \right)^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} - w_{t-1} \frac{u_t}{1 - u_t} \frac{\rho q (1 - u_{t-1}) + \kappa u_{t-1}}{q + (1 - q) u_{t-1}}$$

La réitération de cette équation à la période $t + 1$ nous permet alors de calculer le salaire net en $t + 1$ en fonction du taux de chômage anticipé pour la période futur u_{t+1} , du taux de chômage présent u_t et passé u_{t-1} , ainsi que du salaire de la période précédente :

$$w_{t+1} = f(u_{t+1}; u_t; f(u_t; u_{t-1}; w_{t-1}))$$

Enfin, l'équation (11) nous permet de définir la fonction :

$$s(u_t; u_{t-1}) = 1 - a_t = \frac{u_t}{(1 - q) u_{t-1} + q} \quad (40)$$

On peut alors passer au cœur du problème.

L'assurance chômage est indexée sur le dernier salaire reçu

Lorsque l'assurance chômage est indexée sur le dernier salaire reçu, la dynamique de l'économie est implicitement définie par le système constitué par l'équation (27) et par la réécriture de l'équation (26) selon :

$$\Gamma(u_{t+2}, u_{t+1}, u_t, u_{t-1}, u_{t-2}) = \mu \left[1 + \beta \rho^{1-\lambda} q s(u_{t+1}, u_t) \right] - s(u_t, u_{t-1})$$

$$\left\{ \frac{1 - \left(\rho \frac{w_{t-1}}{f(u_t, u_{t-1}, w_{t-1})} \right)^{1-\lambda}}{1-\lambda} + \beta (1-q) \mu \left(\frac{f(u_{t+1}, u_t, f(u_t, u_{t-1}, w_{t-1}))}{f(u_t, u_{t-1}, w_{t-1})} \right)^{1-\lambda} \right. \\ \left. \left[1 + \beta \rho^{1-\lambda} q s(u_{t+2}, u_{t+1}) \right] + \beta s(u_{t+1}, u_t) \frac{\rho^{1-\lambda} - \kappa^{1-\lambda}}{1-\lambda} \right\}$$

Ainsi, il y a 4 variables d'état qui définissent l'équilibre à la date t : les taux de chômage anticipés pour les deux périodes suivantes, le taux de chômage passé et le salaire net de la période précédente. La dynamique présente par conséquent deux variables prédéterminées et deux variables "tournées vers le futur". Aussi, pour qu'il existe une seule valeur possible pour les valeurs anticipées du taux de chômage qui permette à l'économie de converger vers l'état stationnaire, il faut que l'espace de stabilité soit localement une variété de dimension égale à 2. Pour vérifier cette condition, il suffit de s'assurer ¹³ que la linéarisation de la dynamique présente deux valeurs propres de module strictement compris entre 0 et 1, et deux valeurs propres de module strictement plus grand que 1.

La linéarisation de la dynamique autour de l'état stationnaire prend la forme :

$$\begin{pmatrix} u_{t+2} - \bar{u} \\ u_{t+1} - \bar{u} \\ u_t - \bar{u} \\ w_t - \bar{w} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{\Gamma_2}{\Gamma_1} & -\frac{\Gamma_3}{\Gamma_1} & -\frac{\Gamma_4}{\Gamma_1} & -\frac{\Gamma_5}{\Gamma_1} \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & f_1 & f_2 & f_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{t+1} - \bar{u} \\ u_t - \bar{u} \\ u_{t-1} - \bar{u} \\ w_{t-1} - \bar{w} \end{pmatrix}$$

où Γ_i et f_i sont les dérivées partielles des fonctions Γ et f par rapport à leur i eme argument. Pour les différentes paramétrisations que nous avons retenu à la section IV, les valeurs propres de la dynamique valent :

λ				
0,5	- 2,70 - 5,32 i	- 2,70 + 5,32 i	- 0,046	0,65
2	- 3,56 - 3,58 i	-3,56 + 3,58 i	-0,043	0,67
7	- 3,29	-2,85	-0,047	0,66

ce qui assure l'existence et l'unicité locale d'une trajectoire convergeant vers l'état stationnaire pour toutes conditions initiales $(u_{-1}; w_{-1})$ suffisamment proches de l'état stationnaire, et pour toutes les valeurs retenues de λ .

L'assurance chômage n'est pas indexée sur le dernier salaire reçu

Dans cas de figure, l'équation (24) devient:

$$(1 - a_t) (V_t - V_t^u) = \mu w_t^{1-\lambda}$$

¹³Si la Jacobienne de la dynamique évaluée à l'état stationnaire ne présente pas de valeur propre nulle ni sur le cercle unité, il existe un voisinage de l'état stationnaire dans lequel les espaces de stabilité de la vraie dynamique et de la dynamique linéarisée sont des variétés de mêmes dimensions (cf. Grandmont, 1988, pages 28-29). Or, la dimension de l'ensemble de stabilité de la dynamique linéarisée est égal à la somme des ordres de multiplicité des valeurs propres de module strictement inférieur à 1.

Si bien que l'équation (26) peut se réécrire :

$$\Sigma(u_{t+1}, u_t, u_{t-1}, u_{t-2}) = \mu - s(u_t, u_{t-1}) \left\{ \frac{1 - \left(\rho \frac{w_{t-1}}{f(u_t, u_{t-1}, w_{t-1})} \right)^{1-\lambda}}{1-\lambda} + \beta(1-q) \mu \left(\frac{f(u_{t+1}, u_t, f(u_t, u_{t-1}, w_{t-1}))}{f(u_t, u_{t-1}, w_{t-1})} \right)^{1-\lambda} + \beta s(u_{t+1}, u_t) \frac{\rho^{1-\lambda} - \kappa^{1-\lambda}}{1-\lambda} \right\}$$

La dynamique ne présente plus que deux variables prédéterminées et une variable d'anticipation. Aussi, il faut que sa linéarisation autour de l'état stationnaire présente deux valeurs propres de module strictement compris entre 0 et 1 et une valeur propre de module strictement supérieur à 1.

La linéarisation de la dynamique du taux de chômage autour de l'état stationnaire prend la forme :

$$\begin{pmatrix} u_{t+1} - \bar{u} \\ u_t - \bar{u} \\ w_t - \bar{w} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{\Sigma_2}{\Sigma_1} & -\frac{\Sigma_3}{\Sigma_1} & -\frac{\Sigma_4}{\Sigma_1} \\ 1 & 0 & 0 \\ f_1 & f_2 & f_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t - \bar{u} \\ u_{t-1} - \bar{u} \\ w_{t-1} - \bar{w} \end{pmatrix}$$

où Σ_i est la dérivée partielle de la fonction Σ par rapport à son i -eme argument. Pour les différentes paramétrisations que nous avons retenu à la section IV, les valeurs propres de la dynamique valent :

λ			
0,5	-4,21	-0,19	0,33
2	-2,45	-0,20	0,34
7	-1,03	-0,16	0,36

ce qui assure l'existence et l'unicité locale d'une trajectoire convergeant vers l'état stationnaire pour toutes conditions initiales (u_{-1}, w_{-1}) suffisamment proches de l'état stationnaire quelque soit la paramétrisation retenue dans la section IV.

References

- [1] Adams, C. et D.T. Coe, 1990 : "A Systems Approach for Estimating the Natural Rate of Unemployment", *IMF Staff Papers*, vol. 37-2, pp. 232-293.
- [2] Atkinson, A.B., 1995 : "*Incomes and the welfare state*", Cambridge University Press, Cambridge.
- [3] Atkinson, A.B. et J. Mickelwright 1991 : "Unemployment compensation and labor market transitions : a critical review", *Journal of Economic Literature*, vol. 29, pp. 1679-1727.

- [4] Cahuc, P. et A. Zylberberg, 1996 : Economie du travail : la formation des salaires et les déterminants du chômage, *De Bœck université*, Louvain la Neuve.
- [5] Coe, D.T., 1990 : “Structural Determinants of the Natural Rate of Unemployment in Canada”, *IMF Staff Papers*, vol. 37-1, pp. 95-115.
- [6] Holmlund, B., 1997 : “Unemployment insurance in theory and practice”, Présentation au IXeme congrès de l'EALE, Århus, 25-28 septembre 1997.
- [7] Hansen, G. et A. Imrohoroglu, 1992 : “The role of unemployment insurance in an economy with liquidity constraints and moral hazard”, *Journal of Political Economy*, vol. 100-1, pp. 118-142.
- [8] Jackman, R. et C. Leroy, 1996 : “Estimating the NAIRU : the case of France”, *Communication à l'Association d'Econométrie Appliquée*, Göteborg, Mai 1996.
- [9] Goerke, L. 1997 : “Bismark versus Beveridge in an Efficiency Wage World : Flat or Earning Related Unemployment Insurance ?”, *Document de travail*, Universität Konstanz
- [10] Grandmont, J.M., 1988 : “Non linear difference equations, bifurcations and chaos : an introduction”, *Document de travail*, C.E.P.R.E.M.A.P., 88-11.
- [11] Layard, R. et S. Nickell, 1986 : “Unemployment in Britain”, *Economica*, vol. 53, S121- S169.
- [12] Layard, R., S. Nickell et R. Jackman, 1991 : Unemployment : macroeconomic performance and the labour market, *Oxford University Press*, Oxford.
- [13] Manning, A., 1993 : “Wage bargaining and the Phillips curve : the identification and specification of aggregate wage equations”, *Economic Journal*, vol. 108, pp. 98-118.
- [14] Martin, J.P., 1996 : “Indicateurs de taux de remplacement aux fins de comparaisons internationales”, *Revue Economique de l'O.C.D.E*, vol. 26-1, pp. 115-132.
- [15] Meyer, B., 1990 : “Unemployment insurance and unemployment spells”, *Econometrica*, vol. 4, pp. 757-782.
- [16] Pissarides, C., 1990 : *Equilibrium unemployment theory*, Basil Blackwell, Oxford.
- [17] Pucci, M., 1995 : *Négociations salariales, conflits du travail et chômage*, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, MAD, Université de Paris I.
- [18] Shapiro, C. et J. Stiglitz, 1984 : “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”, *American Economic Review*, vol. 74, pp. 433-44.

- [19] Shavell, S. et L. Weiss, 1979 : “The optimal payment of unemployment benefits over time”, *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 1347-1362.
- [20] Van der Linden, B., 1997 : “Basic income and unemployment in a unionized economy”, *Document de travail n° 97-14*, IRES, Université Catholique de Louvain.