ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 46 — 1997

Insiders et persistance : un réexamen dans un modèle de concurrence monopolistique*

Fabien POSTEL-VINAY, André ZYLBERBERG*

RÉSUMÉ. – Cet article étudie les effets sur l'emploi de chocs transitoires de différentes natures, et en particulier leur persistance, dans un modèle standard de concurrence monopolistique où le salaire est fixé par voie de négociations entre les firmes et les insiders. Il apparaît que les résultats dépendent du type de choc : on retrouve le résultat traditionnel selon lequel l'emploi global suit une marche aléatoire avec dérive en présence d'un choc nominal agrégé, en revanche il se comporte de façon déterministe en présence de chocs réels différenciés. Cela permet de nuancer les conclusions habituelles des modèles de type insider-outsider.

Insiders and Persistence: A Reexamination under Monopolistic Competition

ABSTRACT. – This article analyzes the effects of different types of transitory shocks on employment, and in particular their persistence. The basic model is of the standard monopolistic competition type, and the wage is determined through collective bargaining between firms and insiders. It appears that the results depend on the type of shock: while the typical finding of agregate employment following a random walk with drift holds when the economy experiences a nominal agregate shock, we show that it behaves in a deterministic way in front of heterogeneous local disturbances. This makes us able to discuss the usual conclusions of the insider-outsider theory.

* F. POSTEL-VINAY : Mad, Université de Paris-1 ; A. ZYLBERBERG : CNRS, MAD, Université de Paris-1. Sans engager leurs responsabilités, nous tenons à remercier Antoine d'AUTUME et Pierre CAHUC pour leurs remarques enrichissantes. Nous remercions également deux rapporteurs anonymes pour leurs lectures très attentives d'une première version de cet article. Nous restons seuls responsables d'eventuelles erreurs ou imprécisions.

1 Introduction

Dans un souci d'explication de la persistance d'un taux de chômage élevé dans la plupart des pays d'Europe depuis la fin des années 70, la théorie dite « insider-outsider » a occupé une part importante de la littérature dès le milieu des années 80 et jusqu'à des périodes très récentes. A la suite de BLANCHARD et SUMMERS [1986], de GOTTFRIES et HORN [1987], et de LINDBECK et SNOWER [1988] notamment, de nombreux auteurs ont construit des modèles dans lesquels une certaine catégorie de travailleurs, les *insiders*, sont seuls à posséder un pouvoir de négociation dans le processus de fixation des salaires. Il en résulte que les actifs ne possèdant pas ce pouvoir – les *outsiders* – sont exclus du marché du travail et n'ont d'espoir de retrouver un emploi que s'il survient un choc extérieur favorable. Si au contraire un choc négatif se produit, alors certains insiders sont licenciés et ils deviennent progressivement des outsiders. De manière générale, les insiders font en sorte de préserver leur situation, les firmes embauchent peu ou pas du tout d'outsiders, et le niveau d'emploi s'auto-entretient ; c'est le mécanisme *d'hystérésis.*

La plupart des auteurs raisonnent à l'équilibre partiel. Ceux qui examinent des modèles d'équilibre général (e.g. BLANCHARD et SUMMERS [1986], GOTTFRIES et HORN [1987], LOCKWOOD et PHILIPPOPOULOS [1994]), font en général l'hypothèse que l'économie subit des chocs aléatoires agrégés [1]. Pour le reste, leurs modèles diffèrent selon leur aspect statique ou dynamique et selon les diverses spécifications adoptées pour décrire les caractéristiques des agents (*cf.* BLANCHARD [1991] pour une revue critique et peu formalisée). Toujours-est-il que sous des hypothèses assez générales, le message commun à ces diverses contributions peut s'énoncer de la façon suivante :

– à chaque période, le salaire est une fonction décroissante du nombre d'insiders hérité de la période précédente, et une fonction croissante de leur poids dans les négociations ;

– les chocs transitoires que subit l'économie ont des effets persistants sur le niveau d'emploi. Plus précisément, l'emploi suit une marche aléatoire avec dérive (ou un processus AR(1), selon la spécification du modèle).

Cet article a pour objectif d'examiner la robustesse de ce message en intégrant le modèle traditionnel de négociations entre firmes et insiders dans un cadre de concurrence imparfaite, où les firmes subissent des chocs de différentes natures. Nous montrons qu'en présence de chocs réels différenciés selon les firmes, la loi des grands nombre s'applique et l'emploi agrégé se comporte de façon déterministe en convergeant vers un niveau d'équilibre. Seul le niveau local de l'emploi suit une trajectoire aléatoire. En présence d'un choc (réel ou nominal) global, en revanche, nous retrouvons le résultat traditionnel de marche aléatoire avec dérive.

1. Deux exceptions sont LAYARD *et al.* (1991) et ZYLBERBERG (1992).

Cet article adopte la démarche suivante : la section 2 présente le modèle de base. La section 3 y introduit le processus de négociations et présente l'étude du cas où les firmes subissent des chocs de productivité différenciés. La section 4 réexamine à titre de comparaison le cas d'un choc nominal global. Enfin, la section 5 évalue la portée des résultats.

2 Le modèle

Le cadre de base dans lequel nous nous plaçons est le modèle bien connu de DIXIT et STIGLITZ [1977], où un continuum de firmes, indexées par $x \in [0, 1]$, produisent des biens de consommation imparfaitement substituables, et font face à la demande émanant d'un continuum de ménages identiques, indexés par $y \in [0, 1]$. Chaque ménage fournit une unité de travail de façon inélastique, et répartit sa richesse entre épargne et consommation suivant des préférences définies par :

$$(1) \qquad U(y) = \frac{1}{a^a (1-a)^{1-a}} C(y)^a \left(\frac{M(y)}{P}\right)^{1-a}, \ 0 < a < 1.$$

où $C(y)$ est un panier de biens de type CES, P est l'indice des prix approprié, et $M(y)$ désigne l'encaisse monétaire nominale du ménage. Plus précisément, on a :

$$(2) \qquad C(y) = \left(\int_0^1 c(x, y)^{\frac{e-1}{e}} dx\right)^{\frac{e}{e-1}} \text{ et } P = \left(\int_0^1 p(x)^{1-e} dx\right)^{\frac{1}{1-e}},$$

où $p(x)$ et $c(x, y)$ désignent respectivement le prix et la demande émanant du ménage y du bien produit par la firme x, et où $e > 1$ est l'élasticité de substitution entre les différents biens.

Si l'on note $R(y)$ la richesse totale du ménage y exprimée en termes nominaux, sa contrainte de budget s'écrit :

$$(3) \qquad \int_0^1 p(x) c(x, y) dx + M(y) = R(y).$$

On vérifie aisément que la maximisation de la fonction d'utilité définie par la relation (1) sous la contrainte (3) aboutit aux fonctions de demande suivantes :

$$(4) \qquad c(x, y) = \frac{aR(y)}{P} \left(\frac{p(x)}{P}\right)^{-e} \text{ et } M(y) = (1-a) R(y).$$

L'utilité indirecte du ménage y est alors égale à :

$$(5) \qquad U(y) = \frac{R(y)}{P}.$$

On définit la demande totale $Y^d(x)$ du bien x et l'index CES de demande globale Y par :

$$(6) \qquad Y^d(x) = \int_0^1 c(x, y)\,dy \text{ et } PY = \int_0^1 p(x)\,Y^d(x)\,dx.$$

De plus, le stock de monnaie M (supposé constant) et la richesse globale des ménages R correspondent aux relations suivantes :

$$(7) \qquad M = \int_0^1 M(y)\,dy \text{ et } R = \int_0^1 R(y)\,dy$$

En supposant que les profits sont immédiatement redistribués à l'ensemble des ménages, il vient alors $R = PY + M$. En sommant les demandes d'encaisse nominale (4), on trouve que $M = (1-a)R$, ce qui implique $PY = aR = aM/(1-a)$. Finalement, en reportant ce résultat dans (6), on obtient l'expression de la demande qui s'adresse à la firme x :

$$(8) \qquad Y^d(x) = Y\left(\frac{p(x)}{P}\right)^{-e}.$$

Chaque firme x utilise du travail comme seul input selon une fonction de production définie par :

$$(9) \qquad Y(x) = \theta(x, \cdot)\,L(x)^{\alpha}, \quad \alpha > 0,$$

où $L(x)$ est la quantité de travail employée par la firme, et où $\theta(x, \cdot) : \Omega \to [0, \overline{\theta}[$ est une v.a.r. positive définie sur un espace probabilisé Ω. Nous la supposons bornée supérieurement par $\overline{\theta} > 0$. Cette v.a.r. représente un choc réel de productivité spécifique à la firme x. Pour ne pas alourdir les notations, nous la désignerons simplement par $\theta(x)$. Nous supposerons que les $\theta(x)$ sont indépendantes et équidistribuées, suivant la densité $h = H'$. Enfin, nous contraignons simplement α à être strictement positif, ce qui n'exclut pas l'analyse de rendements d'échelle croissants ou constants.

Pour un niveau de salaire $w(x)$ déterminé *ex ante*, la firme x décide de son niveau d'emploi $L(x)$ et de son prix $p(x)$ en maximisant son profit *ex post*, c'est-à-dire après avoir observé le choc de productivité $\theta(x)$. Chaque firme ayant une influence négligeable sur les variables agrégées Y et P, elle les considère comme données. La solution du programme de maximisation s'obtient alors facilement. On trouve :

$$(10) \qquad \frac{p(x)}{P} = \left(\frac{\mu w(x)}{\alpha P}\right)^{\frac{\alpha(\mu-1)}{\mu-\alpha}} Y^{\frac{(1-\alpha)(\mu-1)}{\mu-\alpha}}\,\theta(x)^{-\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}}$$

$$(11) \qquad L(x) = \left(\frac{\mu w(x)}{\alpha P}\right)^{-\frac{\mu}{\mu-\alpha}} Y^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}}\,\theta(x)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}$$

Dans ces relations, on a noté $\mu = e/(e-1)$ l'indice de Lerner [2]. On en déduit le niveau du profit réel ; il vient :

$$\frac{\Pi(x)}{P} = \left(1 - \frac{\alpha}{\mu}\right)\left(\frac{\mu w(x)}{\alpha P}\right)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}} Y^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}}\,\theta(x)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}. \tag{12}$$

Il convient à présent de s'intéresser à la fixation des salaires.

3 Négociations et emploi

Le salaire est fixé au niveau de chaque firme par voie de négociation entre la direction de l'entreprise et son personnel, représenté par les insiders. Ces derniers sont les seuls à posséder le pouvoir de négocier, et nous admettons qu'ils ne se préoccupent que de leur propre intérêt. Plus précisément, les négociations se déroulent de la façon suivante :

1. Au début de chaque période, c'est-à-dire *ex ante*, les insiders et la firme négocient sur le salaire nominal $w(x)$ qui est ainsi fixé pour la période.
2. *Ex post*, le choc de productivité $\theta(x)$ se réalise et est observé par tout le monde.
3. La firme fixe alors sa demande de travail et son prix conformément aux règles (11) et (10). On reconnait ici la règle dite du « droit à gérer » où l'entreprise décide unilatéralement du niveau de l'emploi.

Afin que les équations restent maniables, nous restreindrons l'horizon des agents à une seule période, ce qui revient à supposer qu'ils déprécient totalement l'avenir [3].

Dans ce cas, le résultat de la négociation s'obtient par la maximisation du critère de Nash. Il s'écrit ici :

$$\max_{w(x)} \left[E\left(U(x) - \overline{U}(x)\right)\right]\left[E\left(\frac{\Pi(x)}{P}\right)\right]^{\nu}, \tag{13}$$

où $\overline{U}(x)$ représente le point de menace d'un insider de la firme x et $\nu > 0$ désigne le poids relatif de la firme dans les négociations (nous postulerons qu'il est le même pour toutes les firmes). Nous avons fixé le point de menace de la firme à 0. En cas d'échec des négociations, il y a grève et la firme ne produit pas. En l'absence d'investissement et de toute forme de dépenses

2. Il est facile de voir que la condition du second ordre se réduit à $\mu > \alpha$, ce que nous supposerons.
3. Cette forme extrême de myopie des agents est souvent retenue dans la littérature (*cf.* e.g. GOOTFRIES & HORN (1987), LINDBECK & SNOWER (1988), BLANCHARD et SUMMERS (1987), LAYARD *et al.* (1991), ZYLBERBERG (1992). Des modèles explicitement dynamiques sont présentés dans BLANCHARD & SUMMERS (1986), BURDA (1990), GOTTFRIES (1992), DRAZEN & GOTTFRIES (1994), LOCKWOOD & PHILIPPOPOULOS (1994).

irréversibles, son profit pour la période est nul. La contribution des firmes au critère de Nash (13) se réduit donc à l'espérance de profit réel. La présence du niveau général des prix P dans le critère (13) implique que l'opérateur $E(\cdot)$, qui représente l'espérance mathématique, porte *a priori* sur l'ensemble des chocs $\theta(x)$. En fait on peut montrer que les quantités agrégées Y et P ne sont pas des variables aléatoires. De manière intuitive ce résultat provient du fait que ces quantités sont des combinaisons d'une infinité de chocs locaux indépendants : une forme de la loi des grands nombres peut alors être appliquée. Plus exactement, nous montrons en annexe A que pour une classe très large de fonctions $X(\cdot)$ intégrables sur [0, 1], on a presque sûrement (*i.e.* en dehors d'un ensemble de mesure nulle) :

$$\text{(14)} \qquad \int_0^1 X[\theta(x)]\,dx = \int_0^1 E[X(\theta(x))]\,dx$$

Il suffit maintenant d'appliquer cette relation aux grandeurs agrégées Y et P. Pour cela on remarque d'abord que l'on a $P = aM[(1-a)Y]^{-1}$. En reportant cette relation dans la règle de fixation des prix (10), on obtient :

$$\text{(15)} \qquad \frac{p(x)}{P} = \left(\frac{\mu(1-a)w(x)}{a\alpha M}\right)^{\frac{\alpha(\mu-1)}{\mu-\alpha}} Y^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}}\,\theta(x)^{-\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}}.$$

En intégrant cette relation sur $x \in [0, 1]$, et en utilisant la définition de l'indice des prix P, on obtient après quelques calculs :

$$\text{(16)} \qquad Y = \left(\frac{\mu(1-a)}{a\alpha M}\right)^{-\alpha} \left(\int_0^1 w(x)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}}\,\theta(x)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}\,dx\right)^{\mu-\alpha}.$$

Il apparaît que la propriété (14) peut être appliquée à cette expression de Y. On a ainsi :

$$\text{(17)} \qquad Y = \left(\frac{\mu(1-a)}{a\alpha M}\right)^{-\alpha} \left(\int_0^1 w(x)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}}\,dx\right)^{\mu-\alpha} E(\theta^{\frac{1}{\mu-\alpha}})^{\mu-\alpha}.$$

Par conséquent, la production agrégée Y n'est donc pas une variable aléatoire, ce qui implique que toutes les variables agrégées, à savoir le niveau général des prix $P = aM[(1-a)Y]^{-1}$, et l'emploi total $L = \int_0^1 L(x)\,dx$ sont également déterministes.

Ainsi, dans le programme (13), l'opérateur $E(\cdot)$ ne s'applique qu'à la distribution de la seule v.a. $\theta(x)$. Compte-tenu de (12), on aura donc :

$$\text{(18)} \qquad E\left(\frac{\Pi(x)}{P}\right) = \left(1-\frac{\alpha}{\mu}\right)\left(\frac{\mu w(x)}{\alpha P}\right)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}} Y^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}}\,E(\theta(x)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}).$$

Il reste à préciser dans (13) le terme correspondant aux insiders. Tout d'abord, pour qu'il y ait réellement une concurrence imparfaite sur le marché du travail, et que les insiders aient bien un objectif de salaire, il faut que les profits ne leur soient pas redistribués, sinon leur objectif se confondrait avec celui de la firme. Cette condition n'est pas contradictoire avec l'hypothèse de redistribution des profits formulée lors du calcul des fonctions de demande : les profits ne sont redistribués qu'à certains ménages, ce qui ne change rien au niveau agrégé. Nous supposerons donc que les firmes appartiennent à une classe d'agents particulière les « capitalistes » – qui ne travaillent pas et perçoivent les profits. De plus, si l'on suppose qu'un agent possède au début de la période une encaisse nominale $M_0(x)$, la relation (5) montre que son utilité indirecte sera $U(x) = (w(x) + M_0(x))/P$. Nous supposerons en outre qu'il n'y a pas de mobilité du travail entre les différents secteurs. Ainsi, un insider de la firme x qui est licencié reste dans le bassin d'emploi x et ne peut pas se faire embaucher dans un autre bassin d'emploi. Son point de menace est alors défini par $\overline{U}(x) = M_0(x)/P$, c'est-à-dire par son encaisse initiale réelle [4].

Désignons par $I(x)$ le nombre d'insiders présents dans la firme x au début de la période [5]. Si $L(x) \geq I(x)$, aucun insider n'est licencié; en revanche, si $L(x) < I(x)$, chaque insider est menacé d'être licencié avec une probabilité égale à $(1 - L(x)/I(x))$. On a donc :

$$(19) \qquad U(x) - \overline{U}(x)$$
$$= \begin{cases} \dfrac{w(x) + M_0(x)}{P} - \dfrac{M_0(x)}{P} = \dfrac{w(x)}{P} & \text{si} \quad L(x) \geq I(x) \\ \dfrac{w(x) + M_0(x)}{P} \cdot \dfrac{L(x)}{I(x)} - \dfrac{M_0(x)}{P} \cdot \left(1 - \dfrac{L(x)}{I(x)}\right) & \\ \quad - \dfrac{M_0(x)}{P} = \dfrac{w(x)}{P} \dfrac{L(x)}{I(x)} & \text{si} \quad L(x) < I(x) \end{cases}$$

A ce stade, il est commode de définir une valeur seuil du choc $\theta(x)$ telle que pour cette valeur, l'emploi désiré par la firme soit exactement égal à son stock d'insiders $I(x)$. En notant $\xi(x)$ cette valeur seuil, la relation (11) implique :

$$(20) \qquad I(x) = \left(\frac{\mu w(x)}{\alpha P}\right)^{-\frac{\mu}{\mu-\alpha}} Y^{\frac{\mu-1}{\mu-\alpha}} \xi(x)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}.$$

On peut remarquer que $\xi(x)$ est, comme Y et P, une variable déterministe. En divisant membre à membre les relations (11) et (20), on obtient :

$$(21) \qquad \frac{L(x)}{I(x)} = \left(\frac{\theta(x)}{\xi(x)}\right)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}.$$

---

4. Pour la simplicité des calculs, nous supposerons qu'un chômeur ne touche pas d'allocation. Les résultats seraient inchangés si l'on supposait qu'il touche une indemnité de chômage indexée sur le salaire de son bassin d'emploi.

5. Il est nécessaire de faire quelques hypothèses peu restrictives sur les fonction $I(x)$ et $\theta(x)$, afin de pouvoir apliquer la loi des grands nombres (14). Ces hypothèses sont exposées en annexe A.

En reportant ce rapport dans (19), on peut facilement calculer l'espérance de gain d'un insider :

$$E\left(U\left(x\right)-\overline{U}\left(x\right)\right)=\frac{w\left(x\right)}{P}\cdot S\left(\xi\left(x\right)\right), \tag{22}$$

où S s'interprète comme la « fonction de survie » d'un insider, à savoir la probabilité moyenne qu'il a de garder son emploi. Pour chaque x, elle est définie par :

$$S\left(z\right)=1-H\left(z\right)+\int_{0}^{z}\left(\frac{\theta}{z}\right)^{\frac{1}{\mu-\alpha}}dH\left(\theta\right). \tag{23}$$

Il est facile de voir que S est toujours comprise entre 0 et 1, dérivable et strictement décroissante. On a précisément :

$$S'\left(z\right)=\frac{1-H\left(z\right)-S\left(z\right)}{\left(\mu-\alpha\right)z}. \tag{24}$$

On peut à présent résoudre le programme des négociations. A l'équilibre non-coopératif, les agents, supposés « atomistiques », prennent les valeurs des variables agrégées comme données et négligent l'influence de leurs décisions sur ces valeurs. En reportant les relations (18) et (22) dans le programme (13) et en éliminant les constantes, on voit que ce programme se réduit à :

$$\max_{w\left(x\right)} w\left(x\right)^{\frac{\mu-\alpha\left(1+\nu\right)}{\mu-\alpha}}S\left(\xi\left(x\right)\right). \tag{25}$$

La condition du premier ordre s'écrit :

(26)
$$\frac{\mu-\alpha\left(1+\nu\right)}{\mu-\alpha}w\left(x\right)^{-\frac{\alpha\nu}{\mu-\alpha}}S\left(\xi\left(x\right)\right)+w\left(x\right)^{\frac{\mu-\alpha\left(1+\nu\right)}{\mu-\alpha}}S'\left(\xi\left(x\right)\right)\frac{\partial\xi\left(x\right)}{\partial w\left(x\right)}=0.$$

Or l'équation (20) nous indique que $\partial\xi\left(x\right)/\partial w\left(x\right)=\mu\xi\left(x\right)/w\left(x\right)$. En utilisant cette propriété et l'expression de $S'\left(\xi\left(x\right)\right)$ donnée par (24), on obtient finalement après simplification :

$$1-H\left(\xi\right)=\frac{\alpha\left(1+\nu\right)}{\mu}S\left(\xi\right). \tag{27}$$

Cette équation est étudiée dans l'annexe B. L'existence d'une solution unique ξ^{*} est assurée dès lors que $\alpha\left(1+\nu\right)\leq\mu$, ce que nous supposerons.

Elle appelle en outre un premier commentaire : la valeur seuil ξ^* n'est pas une fonction de x. Elle est donc identique pour toute les firmes, et ne dépend que des paramètres de structure du modèle [6]. Cela permet déjà d'affirmer, grâce à la relation (20), qu'au niveau de chaque firme x le salaire $w(x)$ de la période courante est une fonction décroissante du nombre d'insiders hérité de la période précédente (et une fonction évidemment croissante de la valeur seuil ξ^* du choc). On retrouve bien le message traditionnel de la théorie insider/outsider.

De l'étude menée en annexe B, il ressort que la solution ξ^*, lorsqu'elle existe, dépend négativement du pouvoir relatif de négociation des firmes ν et positivement du degré de monopole μ. La première de ces deux conclusions est intuitive : un pouvoir accru des firmes dans la négociation conduit à fixer des salaires plus bas, ce qui favorise l'emploi. La seconde correspond au fait que les syndicats s'accaparent une partie de la rente de monopole des firmes et qu'il y a une transmission de l'imperfection de la concurrence entre les différents marchés (*cf.* DIXON et RANKIN [1994]).

L'équation (21) donne immédiatement la valeur de l'emploi de la firme x pour la période :

$$L(x) = \left(\frac{\theta(x)}{\xi^*}\right)^{\frac{1}{\mu-\alpha}} I(x). \tag{28}$$

L'expression du niveau de l'emploi agrégé $L = \int_0^1 L(x)\,dx$ se calcule alors en utilisant la relation (14). Il vient :

$$L = \rho \int_0^1 I(x)\,dx, \text{ avec } \rho = \frac{E\left(\theta^{\frac{1}{\mu-\alpha}}\right)}{\xi^{*\frac{1}{\mu-\alpha}}}. \tag{29}$$

C'est une grandeur déterministe qui est proportionnelle au stock d'insiders.

Si l'on suppose que le nombre d'insiders d'une firme x est égal à son effectif de la période précédente, les équations (28) et (29) mènent aux conclusions suivantes :

– l'emploi local $L(x)$ suit (en logarithme) une marche aléatoire avec dérive. Le signe de cette dérive dépend du rapport ρ qui peut *a priori* prendre n'importe quelle valeur positive ; on ne peut donc pas le déterminer par des arguments théoriques. Notons cependant que cette dérive devient nulle en environnement certain : si les insiders anticipent parfaitement la valeur des chocs, ils font toujours en sorte de préserver leur situation.

– l'emploi agrégé suit une progression géométrique déterministe ; il tend soit vers 0 soit vers $+\infty$, sauf dans le cas exceptionnel où ρ est égal à l'unité. Ainsi, si la valeur relative (comparée à la valeur seuil ξ^*) du choc local $\theta(x)$ a bien des effets persistants dans le bassin d'emploi de la firme x, il n'y a en revanche aucune persistance des chocs transitoires sur l'emploi agrégé, puisque celui-ci est une quantité déterministe.

---

6. Cette propriété est très fortement reliée à la forme adoptée du point de menace des insiders $\overline{U}(x)$. Nous reviendrons sur cette remarque dans quelques lignes.

Il est évident que l'application de la loi des grands nombres (relation (14)) joue un rôle essentiel dans ce résultat. Lorsqu'un grand nombre de firmes subissent des chocs locaux indépendants, le choc agrégé résultant n'est plus une variable aléatoire, ce qui rend les variables agrégés (et en particulier l'emploi L) déterministes. Cela accrédite la thèse de l'existence d'un « taux de chomâge d'équilibre » vers lequel convergerait le taux de chômage. Avec les spéficications particulières de notre modèle il prend des valeurs « de bord » : 0 (plein emploi, cas $\rho > 1$), ou 1 (« plein chômage », cas $\rho < 1$). Dans le cas exceptionnel où $\rho = 1$, l'emploi reste à sa valeur initiale. C'est ce qui se passerait dans un environnement déterministe.

Ce comportement « bang-bang » du taux de chômage d'équilibre n'est dû qu'à certaines hypothèses simplificatrices particulières de notre modèle. En effet, la spécification du point de menace des insiders que nous avons adoptée jusqu'à présent implique que la population active est répartie dans des bassins d'emploi sans aucune possibilité de migration. Or il est raisonnable de penser, en présence de chocs locaux, que les chômeurs d'un bassin ayant subi un choc défavorable puissent aller chercher un emploi auprès d'une firme voisine qui aurait subi un choc plus favorable. Pour modéliser cette idée, LAYARD *et al.* [1991] proposent la spécification suivante :

$$\overline{U}(x) = (1 - \varphi u) \frac{W + M_0(x)}{P} + \varphi u \frac{M_0(x)}{P}, \tag{30}$$

où u est le taux de chômage de l'économie, W le salaire moyen et φ un indicateur d'efficacité de la recherche d'emploi.

Indiquons brièvement ce qu'une telle spécification implique dans notre modèle : en suivant exactement la même démarche que dans les paragraphes précédents avec le point de menace défini par (30), on voit que le programme de négociations (13) s'écrit à présent :

$$\max_{w(x)} w(x)^{-\frac{\alpha\nu}{\mu-\alpha}} \left(w(x) - (1 - \varphi u) W\right) S(\xi(x)). \tag{31}$$

La résolution explicite de ce programme est malheureusement impossible. On peut cependant en tirer des renseignements qualitatifs par une résolution implicite. Celle-ci nécessite des calculs assez lourds, et ne peut se mener qu'au prix d'hypothèses simplificatrices supplémentaires [7]. On peut cependant montrer dans ces conditions (*cf.* LAYARD *et al.* [1991], ou ZYLBERBERG [1992]) que le taux de chômage de l'économie tend vers un taux de chômage d'équilibre différent de 0 ou 1.

Il apparaît donc que les deux conclusions du cas de non-mobilité du travail restent valables dans le cas de mobilité : l'emploi agrégé se comporte de

7. LAYARD *et al.* (1991) et ZYLBERBERG (1992) supposent par exemple que le marché du travail est totalement symétrique, et que toutes les firmes possèdent le même nombre d'insiders. C'est une hypothèse excessive dans notre cadre, puisqu'elle est incohérente avec le fait que les firmes subissent des chocs *différenciés* à chaque période. Les firmes peuvent donc éventuellement se retrouver avec le même nombre d'insiders à la période initiale, mais certainement pas aux périodes suivantes, à moins de retomber dans l'idée d'un choc réel agrégé.

façon déterministe, et converge vers un taux « naturel » déterminé par les paramètres de structure du modèle.

4 Le cas d'un choc nominal agrégé

Dans cette section, nous supposons que l'économie ne subit plus de choc de productivité (i.e. nous fixons $\forall\, x \in [0,\, 1]$, $\theta\,(x) \equiv 1$), mais qu'elle est soumise à un choc agrégé. Le caractère réel ou nominal de ce choc importe peu dans le cadre de notre modèle. Les effets d'un choc réel transitent par le côté offre, alors qu'un choc nominal affecte la demande, mais les résultats sur l'évolution de l'emploi sont semblables dans les deux cas. Nous examinons ici le cas d'un choc nominal global.

Nous considérons donc un gouvernement qui finance sa consommation des différents biens par pure création monétaire. Lorsque les firmes et les insiders négocient les salaires, cette consommation n'est pas encore décidée et nous supposerons qu'elle peut être représentée par une variable aléatoire. Dans ce cas, l'offre de monnaie devient aléatoire, et cela conduit à une demande globale de la forme [8] :

$$Y = \psi\, \frac{M}{P}, \tag{32}$$

où P est le niveau général des prix définie en (2), et M le stock de monnaie disponible au début de la période. C'est une quantité déterministe, affectée par ψ, qui est une v.a. positive, dont nous noterons la distribution $f = F'$. En reportant l'expression de la demande globale (32) dans la règle de prix (10), puis dans la demande de travail (11), on obtient l'expression du prix et de la demande de travail d'une firme quelconque x :

$$\frac{p\,(x)}{P} = \left(\frac{\mu w\,(x)}{\alpha P}\right)^{\frac{\alpha\,(\mu-1)}{\mu-\alpha}} \left(\frac{\psi M}{P}\right)^{\frac{(1-\alpha)\,(\mu-1)}{\mu-\alpha}}, \tag{33}$$

$$L\,(x) = \left(\frac{\mu w\,(x)}{\alpha P}\right)^{-\frac{\mu}{\mu-\alpha}} \left(\frac{\alpha M}{\mu W}\right)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}} \psi. \tag{34}$$

Or ici, les firmes sont toutes identiques et font face au même choc agrégé. On peut donc supposer qu'elles ont toutes le même nombre I d'insiders au début de la période [9].

8. Le terme multiplicateur $a/(1-a)$ qui apparaîssait dans la première section a été incorporé dans la v.a. ψ.
9. En fait, on pourrait garder une distribution $I(x)$ quelconque. Cela nous obligerait à raisonner sur des agrégats de variables plûtot que sur une seule variable indépendante de x, et alourdirait de ce fait les calculs, sans changer le résultat.

Dans ce cadre, le modèle devient totalement symétrique et s'en trouve extrêmement simplifié : *ex post*, à l'équilibre, le salaire sera le même dans tous les bassins d'emploi, et l'on aura $\forall\, x \in [0,\,1]$, $w\,(x) = W$ où W est le salaire moyen de l'économie. Il en résulte que toutes les firmes seront conduites à fixer le même prix, qui sera aussi égal au niveau général des prix P. En fixant $\forall\, x \in [0,\,1]$, $w\,(x) = W$ et $p\,(x) = P$ dans (33) et (34), on obtient la valeur du niveau des prix et de l'emploi total à l'équilibre :

$$P = \left(\frac{\mu W}{\alpha}\right)^{\alpha} (\psi M)^{1-\alpha}, \tag{35}$$

$$L = \frac{\alpha M}{\mu W}\,\psi. \tag{36}$$

On voit ainsi que contraitement au cas des chocs réels, l'emploi agrégé est une variable aléatoire, son évolution va dépendre de la valeur de W, et il convient donc à présent de préciser sa détermination. Dans le programme de négociations, nous reprenons l'hypothèse du droit à gérer, en supposant que la négociation se déroule avant que l'Etat ne décide de sa politique monétaire. Ce choix fait, chaque firme x décide unilatéralement de sa demande de travail conformément à la relation (34).

En supposant toujours que le point de menace de la firme vaut 0, sa contribution au programme de négociations (13) se détermine à l'aide de (12), (32) et (35) ; on a ainsi :

$$E\left(\frac{\Pi\,(x)}{P}\right) = \left(1 - \frac{\alpha}{\mu}\right)\left(\frac{\mu w\,(x)}{\alpha}\right)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}} \times \left(\frac{\mu W}{\alpha}\right)^{\frac{\alpha\,(1-\mu+\alpha)}{\mu-\alpha}} E\left[(\psi M)^{\alpha}\right]. \tag{37}$$

Pour les insiders, on suppose toujours que leur point de menace est égal au montant de leur encaisse initiale réelle, soit $\overline{U} = M_0/P$. Ainsi, un chômeur appartenant au bassin d'emploi x n'aura pas davantage de travail dans un autre bassin x', puisque toutes les firmes sont, par construction, dans la même situation. Il est donc raisonnable de maintenir l'hypothèse de main-d'œuvre fixe par secteur.

La relation (19), donne encore la valeur du surplus des travailleurs du bassin d'emploi x :

$$U\,(x) - \overline{U} = \begin{cases} \dfrac{w\,(x)}{P} & \text{si} \quad L\,(x) \geq I \\[2ex] \dfrac{w\,(x)}{P}\,\dfrac{L\,(x)}{I} & \text{si} \quad L\,(x) < I \end{cases} \tag{38}$$

De la même façon que dans la section précédente, nous définissons la valeur seuil $\xi\,(x)$ du choc nominal ψ pour laquelle l'effectif de la firme x reste inchangé :

$$I = \left(\frac{\mu w\,(x)}{\alpha M}\right)^{-\frac{\mu}{\mu-\alpha}} \left(\frac{\alpha M}{\mu w}\right)^{-\frac{\alpha}{\mu-\alpha}} \xi\,(x). \tag{39}$$

On remarque que :

$$(40) \qquad \forall\, x \in [0,\, 1],\ \frac{L\,(x)}{I} = \frac{\psi}{\xi\,(x)}.$$

En remplaçant $L(x)/I$ et P par leurs valeurs tirées de (40) et (35), on obtient :

$$(41) \qquad U\,(x) - \overline{U} = \begin{cases} w\,(x)\left(\dfrac{\alpha}{\mu W}\right)^{\alpha} M^{\alpha-1}\,\psi^{\alpha-1} & \text{si} \quad \psi \geq \xi\,(x) \\ w\,(x)\left(\dfrac{\alpha}{\mu W}\right)^{\alpha} M^{\alpha-1}\,\dfrac{\psi^{\alpha}}{\xi\,(x)} & \text{si} \quad \psi < \xi\,(x) \end{cases}$$

On peut définir une nouvelle « fonction de survie » [10] par :

$$(42) \qquad S\,(z) = \int_{z}^{+\infty} \psi^{\alpha-1}\, dF\,(\psi) + \frac{1}{z}\int_{0}^{z} \psi^{\alpha}\, dF\,(\psi),$$

La contribution des insiders au programme de négociations (13) s'écrit alors :

$$(43) \qquad E\,(U\,(x) - \overline{U}) = w\,(x)\left(\frac{\alpha}{\mu W}\right)^{\alpha} M^{\alpha-1}\, S\,(\xi\,(x)).$$

On peut vérifier que la fonction S est strictement décroissante avec :

$$(44) \qquad S'\,(z) = -\frac{1}{z^{2}}\int_{0}^{z} \psi^{\alpha}\, dF\,(\psi).$$

Si l'on se rappelle que les agents considèrent toutes les variables agrégées, et en particulier ici le salaire moyen W, comme données pendant la phase de négociations on peut expliciter la forme du programme de négociations (13) grâce aux résultats (37) et (43). En omettant les constantes, il se résume à :

$$(45) \qquad \max_{w\,(x)}\, w\,(x)^{\frac{\mu-\alpha\,(1+\nu)}{\mu-\alpha}}\, S\,(\xi\,(x)).$$

La condition du premier ordre s'écrit après simplification :

$$(46) \qquad \frac{\mu - \alpha\,(1+\nu)}{\mu-\alpha}\, S\,(\xi\,(x)) + w\,(x)\,\frac{\partial \xi\,(x)}{\partial w\,(x)}\, S'\,(\xi\,(x)) = 0.$$

Or la relation (39) définissant $\xi\,(x)$ implique que $\partial\xi\,(x)/\partial w\,(x) = \mu\xi\,(x)\,[(\mu-\alpha)\,w\,(x)]^{-1}$. En reportant dans (46), on obtient :

$$(47) \qquad \left(1 - \frac{\alpha\,(1+\nu)}{\mu}\right) S\,(\xi) + \xi S'\,(\xi) = 0.$$

10. Cette fonction S ne représente plus la probabilité moyenne pour un insider de conserver son emploi comme à la section précédente. Cela est dû au fait que la demande d'emploi est maintenant une v.a., qui s'intègre dans la fonction S.

En remplaçant $S'(\xi)$ par sa valeur donnée par (44) :

$$\text{(48)} \qquad \frac{\alpha(1+\nu)}{\mu} S(\xi) = \int_{\xi}^{+\infty} \psi^{\alpha-1} \, dF(\psi).$$

Toujours sous la condition $\alpha(1+\nu) \leq \mu$ (*voir* l'annexe C), cette équation admet une solution ξ^* ne dépendant que des paramètres de structure du modèle [11]. En reportant la solution ξ^* dans l'équation (39) et en se souvenant que tous les salaires sont égaux à l'équilibre symétrique, on obtient :

$$\text{(49)} \qquad W = \frac{\alpha M \xi^*}{\mu I}.$$

On retrouve, là aussi, le fait que le salaire est une fonction décroissante du nombre d'insiders hérité du passé.

En reportant la valeur du salaire donnée par (49) dans la relation (36), on déduit immédiatement :

$$\text{(50)} \qquad L = \frac{\psi}{\xi^*} I.$$

Si l'on fait à nouveau l'hypothèse que le nombre d'insiders est exactement égal à l'emploi de la période précédente, on constate que l'emploi agrégé se comporte face à un choc nominal agrégé comme l'emploi local face à un choc réel local : il suit (en logarithme) une marche aléatoire avec dérive. Le signe de la dérive dépend de la position de ξ^* par rapport à $E(\psi)$; il ne peut pas être précisé de façon générale. Cependant, nous avons retrouvé dans ce cas bien particulier un résultat semblable à celui de la littérature antérieure.

5 Conclusion et commentaires

Nous avons donc exposé un modèle de type insider-outsider où la réaction du niveau d'emploi agrégé face à un choc exogène dépendait de la nature de ce choc. En particulier, la persistance des effets d'un choc transitoire n'est pas une propriété générale de ce type de modèles, ainsi que nous l'avons montré dans la section 3.

Si l'on assimile, d'une part, les chocs réels locaux à des chocs de réallocation entre les différents secteurs et, d'autre part, le choc nominal de la section 4 à un choc concernant la demande agrégée, les résultats

11. Cela n'aurait pas modifié le résultat si l'on n'avait pas adopté l'hypothèse d'un nombre d'insiders indépendant de x. En fait, on aurait précisément retrouvé l'équation (48) au prix de calculs un peu plus lourds.

issus de notre modèle confirment les estimations de JACQUES et LANGOT [1993]. En effet, selon ces auteurs, la dérive cumulative du chômage en France et en Allemagne est due au choc agrégé, tandis que les chocs de réallocation n'ont que des effets de très court terme. Ils montrent cependant que cette conclusion ne s'applique pas à l'économie nord-américaine où, à long terme, les chocs de réallocation apparaissent persistants (*voir* aussi BLANCHARD et DIAMOND [1992]). La raison de cette différence est que le modèle de négociations avec des insiders ne s'applique pas uniformément à tous les pays.

Il est évident que la loi forte des grands nombre a joué un rôle clef dans notre développement, et que celle-ci nous a permis de poser des égalités déterministes grâce à l'hypothèse du continuum de firmes. Cependant, si l'on relâche cette hypothèse en ne considérant qu'un nombre fini de firmes réparties discrètement, nos égalités déterministes resteront vraies à « à un événement peu probable près » [12]. Elles seront bien sûr d'autant plus précises que le nombre des firmes sera plus élevé.

En second lieu, le fait d'avoir choisi une fonction de production iso-élastique par rapport au facteur travail a apparemment joué un rôle considérable de simplification des calculs. En effet, cette hypothèse implique que les chocs agissent multiplicativement sur la technologie, et équivaut donc à l'iso-élasticité de la demande de travail par rapport au salaire et par rapport aux chocs. La conséquence en est une définition très simple de la valeur seuil ξ de préservation de l'effectif (*cf.* équation (20)). Dans le cas le plus général d'une technologie définie par $Y = F(\theta, L)$, on n'est plus assuré de la croissance de la demande de travail des entreprises par rapport aux chocs θ (*cf.* HUIZINGA et SCHIANTARELLI [1992], selon lesquels la demande de travail peut être décroissante du choc de productivité si la productivité moyenne croît beaucoup plus vite en θ que la productivité marginale). Dès lors, la valeur seuil ξ n'est plus définie de manière unique et on rencontre donc des problèmes dans la définition de la fonction de survie et dans les calculs qui suivent. Cependant, la propriété d'évolution déterministe des variables agrégées n'est pas mise en cause *a priori* par cette spécification plus générale. Pour ce qui est des propriétés de convergence du niveau de l'emploi, il faudrait sans doute avoir recours à la simulation pour les infirmer.

Faisons aussi une remarque sur l'origine du sous-emploi dans notre modèle. Etant données les différentes relations entre salaire et demande de travail, on peut dégager deux mécanismes produisant du chômage. Celui-ci peut être dû à un salaire réel excessif fixé par les insiders qui ne tiennent pas compte de la relation entre salaire nominal et indice général des prix [13], ou bien à une demande déprimée à la suite de prix trop élevés, eux-mêmes dus à la fixation de salaire nominaux excessifs. En présence de rendements décroissants ($\alpha < 1$), les deux effets jouent conjointement. En revanche,

12. On pourrait même, dans ce cas, se contenter de la loi *faible* des grands nombres, ce qui simplifierait beaucoup la démonstration de l'annexe A.
13. En ce sens, et comme le souligne GRANDMONT (1989), le chômage engendré par ce modèle est d'essence « classique ».

en présence de rendements constants, le premier effet ne joue que dans le cas de chocs locaux. En effet, dans le cas d'un choc global, l'équilibre est parfaitement symétrique et le salaire nominal dans chaque firme est proportionnel à l'indice des prix (*i.e.* le salaire réel est constant). Il n'y a donc pas, au niveau agrégé, de relation décroissante entre emploi et salaire réel dans ce cas bien particulier. Dans le cas de chocs locaux, on perd cette propriété de symétrie de l'équilibre et le salaire nominal, bien que proportionnel au prix de la firme qu'il concerne, n'est plus proportionnel à l'indice général des prix. Le salaire réel n'est donc plus constant et peut être responsable du sous-emploi. Cette observation nous enseigne qu'une modélisation systématiquement symétrique peut masquer certains effets.

En outre, le modèle adopté est « statique », au sens qu'il ne considère qu'une dynamique à deux périodes. Il pourrait être intéressant d'adapter un traitement dynamique des négociations (e.g. celui de BLANCHARD et SUMMERS [1986]) pour vérifier la robustesse des résultats. Cependant, les modèles véritablement dynamiques de ce type s'avèrent peu maniables, et il n'est pas sûr que l'on aboutisse à des résultats exploitables.

Enfin, l'hypothèse selon laquelle le nombre des insiders d'une firme est exactement égal à son effectif de la période précédente pourrait être améliorée. On peut penser qu'un travailleur récemment licencié garde pendant un temps un pouvoir de négociation, et qu'un travailleur récemment embauché doit passer une « période d'essai » avant de l'acquérir. Ce point, étudié en détail dans LINDBECK et SNOWER [1988], ne devrait pas modifier le message essentiel de cet article, mais il mériterait d'être précisément formalisé.

Loi forte des grands nombres

Nous établissons un résultat général, que l'on peut appliquer aux cas particuliers se présentant dans le papier.

Soit Ω un espace probabilisé et $\mathcal{F}(\Omega, [0, +\infty[)$ l'ensemble des v.a.r. positives définies sur Ω. Considérons une application $X : [0, 1] \to \mathcal{F}(\Omega, [0, +\infty[)$ qui à tout $x \in [0, 1]$ fait correspondre une v.a.r. positive $X(x, \cdot)$ possédant les propriétés suivantes :

1. les v.a.r. $X(x, \cdot)$ sont indépendantes entre elles ;
2. $\forall \omega \in \Omega$, les intégrales : $\int_0^1 X(x, \omega)\, dx$, et $\int_0^1 E(X(x, \cdot))\, dx$ existent.
3. $\forall \omega \in [0, 1]$, $E(\exp(\lambda X(x, \cdot))) < +\infty$ pour tout λ suffisamment petit.

Alors :

$$\Pr\left\{\int_0^1 X(x, \cdot)\, dx = \int_0^1 E(X(x, \cdot))\, dx\right\} = 1$$

autrement dit,

$$\forall\, \omega \in \Omega,\ \int_0^1 X(x, \omega)\, dx = \int_0^1 E(X(x, \cdot))\, dx \text{ p.s.}$$

Preuve : Ce résultat est une adaptation très simple de la loi forte des grands nombres. Définissons en effet :

$$\varphi(\lambda, x) = \ln[E(\exp(\lambda X(x, \cdot)))].$$

Il est clair que :

$$\lim_{\lambda \to 0} \varphi(\lambda, x)/\lambda = E(X(x, \cdot)). \tag{51}$$

Soit à présent un entier naturel n, et un réel $a > 0$. On définit la v.a. $S_n(\cdot)$ par :

$$S_n(\omega) = \sum_{k=0}^{n} X\left(\frac{k}{n}, \omega\right).$$

On a l'inégalité suivante :

$$\Pr\{S_n(\cdot) - na \geq 0\} \leq E[\exp(\lambda(S_n(\cdot) - na))].$$

Or, par indépendance des $X(x, \cdot)$, le membre de droite de cette inégalité vaut :

$$\exp\left[\sum_{k=0}^{n}\left(\varphi\left(\lambda, \frac{k}{n}\right)\right) - \lambda na\right].$$

Or pour $a > \frac{1}{n}\sum\limits_{k=0}^{n} E\left(X\left(\frac{k}{n}, \cdot\right)\right)$, et λ petit, on a avec (51) :

$$\sum_{k=0}^{n}\left(\varphi\left(\lambda, \frac{k}{n}\right)\right) - \lambda na < 0$$

d'où :

$$\sum_{n=0}^{+\infty} \Pr\{S_n(\cdot) - na \geq 0\} < +\infty.$$

Par application du lemme de Borel-Cantelli, on conclut que :

$$\forall \omega \in \Omega,\ \exists n(\omega) \text{ tel que } n \geq n(\omega) \Rightarrow \frac{S_n(\omega)}{n} < a.$$

En raisonnant exactement de la même façon sur les v.a. $-X(x,\cdot)$, on montre facilement que :

$$\forall \omega \in \Omega,\ \exists m(\omega) \text{ tel que } n \geq m(\omega) \Rightarrow \frac{S_n(\omega)}{n} \geq b,$$

pour tout réel $b < \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n} E\left(X\left(\frac{k}{n},\cdot\right)\right)$.

En faisant tendre a et b vers $\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n} E\left(X\left(\frac{k}{n},\cdot\right)\right)$, on conclut que :

$$\forall \omega \in \Omega,\ \lim_{n\to+\infty} \frac{S_n(\cdot)}{n} = \lim_{n\to+\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n} \left(E\left(\frac{k}{n},\cdot\right)\right). - \lambda na < 0$$

On obtient le résultat énoncé en reconnaissant des sommes de Riemann de part et d'autre de l'égalité précédente. $\square$

Ce résultat s'applique aux v.a. $w(x)^{-\alpha/(\mu-\alpha)}\,\theta(x)^{1/(\mu-\alpha)}$ et $I(x)\,\theta(x)^{1/(\mu-\alpha)}$, si l'on suppose que les propriétés 1, 2, et 3 sont vérifiées, ce qui revient à les poser en hypothèses sur les fonctions $I(x)$ et $\theta(x,\cdot)$ définies dans le corps du texte.

Existence de ξ^* dans le cas de chocs locaux

L'équation qui définit ξ est donnée en (27), et s'écrit :

$$(52) \qquad 1 - H(\xi) = \frac{\alpha(\mu - 1)}{\mu} S(\xi).$$

Or nous avons vu que la fonction $S(\xi)$ était continue, décroissante et comprise entre 0 et 1. En outre, comme les v.a. $\theta(x)$ prennent leurs valeurs dans $[0, \overline{\theta}]$, on a :

$$\lim_{\xi \to 0} S(\xi) = 1, \text{ et } \lim_{\xi \to \overline{0}} S(\xi) = \frac{E\left(\theta^{1/(\mu-\alpha)}\right)}{\overline{\theta}^{1/(\mu-\alpha)}} \geq 0.$$

Comme $1 - H(\xi)$ décroit de 1 à 0 quand ξ varie de 0 à $\overline{\theta}$, il apparait qu'une condition suffisante pour que l'équation (52) possède une solution ξ^* est que :

$$\alpha(1 + \nu) \leq \mu \text{ et } \overline{\theta} < +\infty.$$

Existence de ξ^* dans le cas d'un choc agrégé

L'équation définissant ξ est donnée par (48) ; elle s'écrit :

$$\frac{\alpha\,(1+\nu)}{\mu}\,S\,(\xi)=\int_{\xi}^{+\infty}\psi^{\alpha-1}\,dF\,(\psi). \tag{53}$$

Or nous avons vu que $S\,(\xi)$ était continue et strictement décroissante. De plus, le membre de droite de (53) est une foncton décroissante de ξ. Si la v.a. ψ prend ses valeurs dans $[0, \overline{\psi}]$ on voit facilement que :

$$\lim_{\xi\to\overline{\psi}}\int_{\xi}^{+\infty}\psi^{\alpha-1}\,dF\,(\psi)=0,\ \text{et}\ \lim_{\xi\to 0}\int_{\xi}^{+\infty}\psi^{\alpha-1}\,dF\,(\psi)=E\,(\psi^{\alpha-1}).$$

De plus,

$$\lim_{\xi\to\overline{\psi}}S\,(\xi)=\frac{1}{\overline{\psi}}\,E\,(\psi^{\alpha-1})\geq 0.$$

Enfin :

$$\lim_{\xi\to 0}S\,(\xi)=E\,(\psi^{\alpha-1})+\lim_{\xi\to 0}\frac{1}{\xi}\int_{0}^{\xi}\psi^{\alpha}\,f\,(\psi)\,d\psi.$$

Par le changement de variables $t=\psi/\xi$, on a :

$$\frac{1}{\xi}\int_{0}^{\xi}\psi^{\alpha}\,f\,(\psi)\,d\psi=\xi^{\alpha}\int_{0}^{1}t^{\alpha}\,f\,(\xi t)\,dt.$$

Cette dernière quantité tendant vers 0 lorsque $\xi\to 0$, il vient :

$$\lim_{\xi\to 0}S\,(\xi)=E\,(\psi^{\alpha-1}).$$

A l'aide de (53), on dégage alors une condition suffisante pour l'existence de ξ^* :

$$\alpha\,(1+\nu)\leq\mu\ \text{et}\ \overline{\psi}<+\infty.$$

• Références bibliographiques

Blanchard, O. (1991). – "Wage Bargaining and Unemployment Persistence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(3), pp. 277-92.

Blanchard, O., Diamond, P. (1992). – "The Flow Approach to the Labor Market", *American Economic Review*, 82, pp. 354-59.

Blanchard, O., Summers, L. (1986). – "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomic Annual.*, 1, pp. 15-78.

Blanchard, O., et Summers, L. (1987). – "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, 31, pp. 288-95.

BURDA, M. (1990). – “Membership, Seniority, and Wage Setting in Democratic Labor Unions”, *Economica*, 57, pp. 455-66.

DIXIT, A. K., STIGLITZ, J. E. (1977). – “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity”, *American Economic Review*, 67(3), pp. 297-308.

DIXON, H., RANKIN, N. (1994). – “Imperfect Competition and Macroeconomics: A Survey”, *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 171-99.

DRAZEN, A., GOTTFRIES, N. (1994). – “Seniority Rules and the Persistence of Unemployment”, *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 228-44.

GOTTFRIES, N. (1992). – “Insiders, Outsiders, and Nominal Wage Contracts”, *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 253-70.

GOTTFRIES, N., HORN, H. (1987). – “Wage Formation and the Persistence of Unemployment”, *Economic Journal*, 97, pp. 877-84.

GRANDMONT, J.-M. (1989). – “Keynesian Issues and Economic Theory”, *Scandinavian Journal of Economics*, 91(2), pp. 265-93.

HUIZINGA, F., SCHIANTARELLI, F. (1992). – “Dynamic and Asymmetric Adjustment Costs in Insider-Outsider Models”, *Economic Journal*, 102, pp. 1451-66.

JACQUES, J.-F., LANGOT, F. (1993). – “La Dynamique de la Courbe de Beveridge”, in Hénin (éd.), *La Persistance du Chômage*, Economica, Paris.

LAYARD, R., NICKELL, S., JACKMAN, R. (1991). – *Unemployment, Macroeconomic Performance ad the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.

LINDBECK, A., SNOWER, D. (1988). – *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, MIT Press, Cambridge, MA.

LOCKWOOD, B., PHILIPPOPOULOS, A. (1994). – “Insider Power, Unemployment Dynamics and Multiple Inflation Equilibria”, *Economica*, 61, pp. 59-77.

ZYLBERBERG, A. (1992). – “Insiders and Persistence Effects”, *Cahiers Eco & Maths.*, 92.56, Université de Paris I.