Le taux de chômage d'équilibre, discussion théorique et évaluation empirique

Odile Chagny, Frédéric Reynès, Henri Sterdyniak

▶ **To cite this version:**

Odile Chagny, Frédéric Reynès, Henri Sterdyniak. Le taux de chômage d'équilibre, discussion théorique et évaluation empirique. Revue de l'OFCE, 2002, 81, pp.205-244. 10.3917/reof.081.0205 . hal-01030824

HAL Id: hal-01030824

https://sciencespo.hal.science/hal-01030824

Submitted on 22 Jul 2014

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.

LE TAUX DE CHÔMAGE D'ÉQUILIBRE
DISCUSSION THÉORIQUE ET ÉVALUATION EMPIRIQUE

Odile Chagny
Département analyse et prévision de l'OFCE

Frédéric Reynès
Doctorant à l'Institut d'études politiques de Paris

Henri Sterdyniak
Directeur du département économie de la mondialisation de l'OFCE
Professeur à l'Université de Paris-Dauphine

L'évaluation du taux de chômage d'équilibre fait l'objet de nombreuses controverses théoriques et empiriques. Elle oppose notamment les partisans de la Courbe de Phillips à ceux des modèles WS/PS. Dans cet article, nous examinons précisément les conséquences sur la détermination du taux de chômage d'équilibre de la spécification du modèle macroéconomique et en particulier de celle de l'équation de salaire. Une boucle prix-salaire asymétrique dont l'équation de salaire est une Courbe de Phillips et l'équation de prix est spécifiée en niveau permet de distinguer entre les concepts de taux de chômage d'équilibre de moyen et de long terme. Cette distinction peut être un moyen de réconcilier le modèle WS/PS et le modèle de Courbe de Phillips.

Au niveau empirique, notre objectif est double. Le premier consiste à évaluer l'impact des caractéristiques institutionnelles sur le taux de chômage d'équilibre au moyen d'une boucle prix-salaire asymétrique pour six pays de l'OCDE (États-Unis, Allemagne, France, Royaume-Uni, Espagne, Pays-Bas) au cours des trente dernières années. Les résultats sont peu concluants, le Royaume-Uni étant le seul pays où les changements institutionnels auraient eu un effet significatif. Ils confirment les difficultés, rencontrées dans d'autres études empiriques, à mettre en évidence un lien direct entre les évolutions du chômage et celles des caractéristiques institutionnelles du marché du travail.

Le second objectif est de calculer des taux de chômage d'équilibre de moyen et de long terme. Ceci n'a pas été possible pour le Royaume-Uni du fait de phénomènes d'hystérèse complète. Pour les autres pays, les évolutions du taux de chômage d'équilibre de moyen terme expliquent relativement bien celles du taux de chômage jusqu'à la fin des années 1980. Ainsi, le ralentissement des gains de productivité explique une part importante de la montée du chômage en Europe à partir du milieu des années 1970. La hausse du chômage dans les années 1970 est aussi

due aux deux chocs pétroliers ainsi qu'à l'augmentation des taux de cotisations employeurs qui les ont suivis. Les politiques de désinflation engagées au début des années 1980 expliquent l'essentiel de la hausse du taux de chômage de cette période. Enfin, dans les années 1990, une part importante du chômage européen est imputable à un déficit de demande : le taux de chômage est nettement au-dessus de son niveau d'équilibre.

Le concept de « taux de chômage d'équilibre » [1] est au centre de nombreux débats de politique économique. A-t-il nettement baissé aux États-Unis grâce à la nouvelle économie ? Est-il resté élevé en Europe continentale, ce qui aurait contribué à mettre fin à la période de forte croissance que la zone a connu de 1997 à 2000 ? Peut-on mettre cette notion au cœur des débats de politique économique en Europe, comme Pisani-Ferry (2000) le proposait récemment ? Le niveau du taux de chômage d'équilibre peut-il être abaissé par des réformes libérales du marché du travail, par la baisse des impôts pesant sur le travail, par celle des taux d'intérêt ou par la baisse du chômage elle-même ?

La réponse à ces questions est d'autant plus délicate que le concept de taux de chômage d'équilibre (TCE par la suite) repose sur des fondements théoriques fragiles et controversés. Ses déterminants varient selon le modèle retenu, notamment selon la spécification de l'équation de salaire (voir Sterdyniak et *alii*, 1997). Dans une première partie, nous verrons que le débat ne se résume pas en une simple alternative entre le modèle WS/PS et la Courbe de Phillips ; nous montrerons la nécessité de distinguer un TCE de moyen terme d'un TCE de long terme, ce qui est une façon de réconcilier quelque peu le modèle WS/PS et le modèle de Courbe de Phillips.

Au niveau empirique, le lien entre les caractéristiques du marché du travail, le TCE et le chômage lui-même est particulièrement controversé. De nombreuses études (Bean,1994 ; Blanchard et Wolfers, 2000 ; Belot et Van Ours, 2001 ; Burda et Weder, 2001 ; Den Haan et *alii*, 2001) suggèrent que les écarts de performances en termes de chômage entre pays peuvent s'expliquer par des différences institutionnelles. L'analyse empirique met-elle effectivement en évidence ce lien entre les écarts de TCE entre pays et certaines caractéristiques institutionnelles ? Dans quelle mesure les changements institutionnels survenus dans certains pays peuvent-ils expliquer des évolutions du TCE [2] ?

1. Nous utiliserons cette expression relativement neutre au lieu de celle de taux de chômage naturel ou de Nairu.

2. Ce point est notamment discuté par Fitoussi et Passet (2000).

Les études empiriques qui étudient ce lien se partagent en deux approches : une approche structurelle du type WS/PS, initiée par Layard, Nickell et Jackman (1991) ; une approche en forme réduite cherchant une relation directe entre taux de chômage et caractéristiques institutionnelles. Certaines études ont récemment mis en lumière la complexité des liens entre les caractéristiques institutionnelles et la rigidité des salaires réels (Passet et Jestaz, 1998), Cadiou, Guichard et Maurel, 1999). Par contre, peu d'études empiriques ont étudié directement le rôle des variables institutionnelles dans des équations de salaire de type Courbe de Phillips, où le taux de croissance des salaires nominaux est fonction du taux de chômage et de l'inflation passée [3]. C'est l'approche que nous testons ici pour six grandes économies de l'OCDE (États-Unis, Allemagne, France, Royaume-Uni, Espagne, Pays-Bas). Elle nous permet de proposer, pour ces six pays, des estimations de taux de chômage d'équilibre de moyen et de long terme, basées sur des fondements théoriques et empiriques clairs.

Le taux de chômage d'équilibre

Plusieurs façons de définir le TCE se rencontrent dans la littérature économique (voir Blanchard et Katz (1997) ; Sterdyniak et *alii* (1997) ; Mellis et Webb (1997) ; Richardson et *alii*, 2000). Dans certaines spécifications, le TCE dépend essentiellement de la croissance de la productivité du travail. D'autres mettent l'accent sur le rôle des syndicats, le taux d'indemnisation du chômage, le poids des charges sociales ou le niveau des taux d'intérêt (Bean, 1994). Le débat ne se résume pas en une simple alternative entre le modèle WS/PS développé par Layard, Nickell et Jackman (1991) et la Courbe de Phillips ; chacune des branches de l'alternative se décompose en plusieurs modèles et définitions.

Nous montrerons ici qu'il est nécessaire de distinguer un TCE de long terme (TCE_{LT}) et un TCE de moyen terme (TCE_{MT}), ce qui est une façon de réconcilier quelque peu le modèle WS/PS et le modèle de Courbe de Phillips. Pour une spécification donnée, nous définirons le *TCE de long terme* comme le taux de chômage compatible avec l'équilibre de long terme caractérisé par la stabilité du taux d'inflation et du partage salaire/profit. Dans certaines spécifications, le TCE de long terme ne dépend que de paramètres structurels ou institutionnels de l'économie, il est donc unique et relativement stable. Dans d'autres, il est

3. Nous utilisons ici une forme structurelle de la Courbe de Phillips, ce qui différencie notre approche de celle du « modèle du triangle » de Gordon (1997), dans lequel c'est directement le taux de croissance des prix (et non plus celui du salaire) qui dépend de l'inflation passée, de l'excès de demande mesuré par l'écart entre le taux de chômage effectif et le NAIRU et de chocs d'offre (prix des importations, etc.).

influencé par des choix de politique économique (niveau du taux d'intérêt réel donc des dépenses publiques, taux d'inflation désiré) ; le TCE_{LT} est alors une fonction de certaines variables pertinentes. Cependant, à partir d'une certaine situation initiale de l'économie, il peut ne pas être possible que le taux de chômage soit en permanence à son niveau d'équilibre de long terme. C'est le cas s'il existe des phénomènes d'hystérèse, si le taux d'inflation est supérieur au niveau désiré, si le salaire réel est trop élevé. Il pèse alors une contrainte de moyen terme sur la trajectoire du taux de chômage, contrainte que nous définirons comme le *TCE de moyen terme*. La présentation de différents schémas de la boucle prix-salaires permet d'expliciter la définition du taux de chômage d'équilibre.

Le modèle élémentaire

Commençons par le modèle le plus simple possible. La fonction de production est à facteurs complémentaires. Le salaire est déterminé par une Courbe de Phillips « augmentée ». Le modèle s'écrit [4] :

Équation d'emploi :

$$l_t = y_t - \pi t \qquad (1.1)$$

où y est la production, l l'emploi, π le taux de croissance de la productivité du travail.

Équation de prix :

$$\Delta p_t = \mu \left(k + w_t + t_{cr} - \pi t - p_{t-1} \right) \text{ [5]} \qquad (1.2)$$

où t_{cr} représente le taux de cotisations employeurs, w le salaire nominal et k le taux de marge désiré des entreprises.

Équation de formation des salaires :

$$\Delta w_t = c + \Delta p^a - b\, U_t \qquad (1.3)$$

où Δp^a est l'inflation anticipée, supposée égale à l'inflation passée $\Delta p_{t\text{-}1}$, c est une constante dépendant du fonctionnement du marché du travail et U est le taux de chômage.

Dans ces conditions, le taux de chômage qui stabilise l'inflation est simplement :

$$U_{ELT} = (c - \pi)/b \qquad (1.4)$$

Le TCE dépend positivement de la constante de l'équation de formation des salaires et négativement du taux de croissance de la productivité du travail.

4. Nous adoptons les notations suivantes : le symbole Δ signifie que la variable est exprimée en variation, les lettres minuscules que la variable est sous forme logarithmique. Par ailleurs, le temps t en indice sera omis par la suite. Enfin, les coefficients ont tous un signe positif.

5. Cette formulation est équivalente à un modèle à correction d'erreur contraint.

Ce schéma ne formalise pas de façon précise la formation des salaires : il laisse ouverte la possibilité que celle-ci s'effectue soit par des négociations salariales collectives soit par des accords individuels entre l'entreprise et chaque salarié ; le taux de chômage représente ici soit le rapport de force entre les travailleurs et les entreprises, soit les tensions sur le marché du travail. L'équation suppose toutefois que travailleurs et entreprises s'accordent pour indexer les salaires sur les prix. Les modes de formation des salaires aboutissent à ce que le taux de croissance du salaire réel soit une fonction décroissante du taux de chômage, alors que sa croissance d'équilibre est la productivité du travail. Aussi, n'y a-t-il qu'un niveau de taux de chômage qui égalise la croissance effective du salaire réel à sa croissance d'équilibre.

Ce schéma suppose que le paramètre fixe, c, soit une caractéristique intrinsèque du fonctionnement du marché du travail dans un pays donné pour une période donnée. Mais cette fixité n'a guère de fondement théorique. Ceci amène à trois directions de recherche : la première cherche empiriquement des facteurs qui auraient fait varier le paramètre c, comme la force des syndicats, l'adéquation entre les offres et les demandes d'emplois ou les réformes du marché du travail. La deuxième consiste à analyser statistiquement les variations de c, sans relier explicitement ces variations à des modifications structurelles ou institutionnelles, comme dans la méthode du *TV-Nairu* initiée par Gordon (1997). La troisième consiste à chercher des fondements microéconomiques à la formation des salaires, comme dans Cahuc et Zylberberg (1996).

L'équation (1.3) postule que l'indexation des salaires sur les prix est unitaire. Ceci est souvent justifié par le postulat d'absence d'illusion monétaire des travailleurs et des entreprises. Deux arguments jouent en sens inverse. En période d'inflation soutenue, les travailleurs doivent déjà obtenir le maintien de leur pouvoir d'achat ; ceci tend à affaiblir leur position pour en obtenir des hausses. Dans certains pays, des syndicats soucieux de l'équilibre macroéconomique (Calmfors et Driffill, 1988 ; et Soskice, 1990) ou craignant les réactions de la Banque centrale, peuvent accepter une moindre indexation des salaires pour contribuer à la lutte contre l'inflation. Si l'équation de salaire s'écrit :

$$\Delta w = c + a\Delta p^{a} - bU \qquad \text{(1.3 bis)}$$

le TCE vaut :

$$U_{ELT} = \left(c - \pi - (1-a)\Delta p^{o}\right)\Big/ b \qquad \text{(1.4 bis)}$$

C'est une fonction décroissante du taux d'inflation objectif des autorités monétaires (Δp^{o}). L'équation (1.4 bis) représente ainsi le modèle d'arbitrage entre inflation et chômage théorisé jadis par Samuelson et Solow (1960). Le point délicat est la stabilité de l'équation (1.3 bis) quand l'inflation s'installe durablement sur un rythme élevé. Il y a dans ce cas une forte incitation à adopter des

formules automatiques d'indexation des salaires, qui font que $a = 1$ et que l'arbitrage inflation/chômage disparaît.

L'hystérèse

On dit qu'il y a hystérèse quand une partie des chômeurs ne pèse plus sur la formation des salaires, soit parce que les personnes qui ont été au chômage trop longtemps ont perdu leur compétence professionnelle, soit parce que les entreprises refusent de les embaucher, ne pouvant les distinguer des personnes peu efficaces ayant choisi de ne pas travailler ou ayant des défauts cachés, soit parce que les négociations sont menées par les travailleurs en place, qui ne défendent pas les intérêts des chômeurs (Blanchard et Summers, 1986 ; Lindbeck, 1993). Dans ce cas, la formation des salaires dépend non seulement du niveau mais aussi de l'écart du taux de chômage effectif au taux de chômage tendanciel (U_l) :

$$\Delta w = c + \Delta p^a - b_1 U - b_2 (U - U_l) \qquad \text{(1.3 ter)}$$

avec $U_l = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_{-i} U_{-i}$ et $\sum_{i=1}^{\infty} \lambda_{-i} = 1$

Cette équation peut aussi se justifier sans référence à l'hystérèse si la formation des salaires est influencée non seulement par le niveau de l'emploi, mais aussi par son évolution. Une situation où les entreprises embauchent beaucoup induit des hausses de salaires, même si le chômage est encore fort. En sens inverse, une période de faible chômage, mais où les entreprises commencent à licencier, est peu propice à des hausses de salaires (Lipsey, 1960).

Il faut alors distinguer deux cas. Si l'hystérèse est totale ($b_1 = 0$), le modèle n'a pas de long terme stable. En effet, pour tout taux de chômage stable, le salaire réel augmente au taux c, qui n'est pas égal à π, sauf par miracle. Le modèle est donc mal spécifié.

Si l'hystérèse est partielle ($b_1 > 0$), il existe toujours un taux de chômage d'équilibre de long terme qui vaut :

$$U_{ELT} = (c - \pi) / b_1 \qquad \text{(1.4 ter)}$$

Toutefois, si initialement le taux de chômage diffère du taux de chômage de long terme, le taux de chômage ne peut se diriger que lentement vers l'équilibre de long terme. En particulier, il existe une trajectoire (le TCE de moyen terme) qui assure que le taux de croissance des salaires réels est en permanence égal à la productivité du travail, c'est :

$$U_{EMT} = \frac{b_1 U_{ELT} + b_2 U_{l,t}}{b_1 + b_2} \qquad \text{(1.5)}$$

où $U_{l,t}$ est le taux de chômage tendanciel.

Supposons, par exemple, que $b_1 = b_2$. Le taux de chômage d'équilibre est de 8 % ; le taux de chômage lissé (moyenne des 4 dernières

années) est de 12 %. Dans ce cas, l'évolution du taux de chômage d'équilibre de moyen terme est de 10 % ; 9,75 ; 9,34 ; 9,14 ; 8,77 ; etc.

Plus b_2 est fort par rapport à b_1 , plus le délai d'ajustement de U_l est long, plus le taux de chômage de moyen terme s'écarte du taux de long terme.

La formation des prix

L'équilibre macroéconomique ne nécessite pas seulement que le taux de croissance du salaire réel soit adéquat ; il exige aussi que le niveau du salaire réel le soit. Dans le modèle de Courbe de Phillips, l'adéquation du salaire réel doit être évaluée à partir de la seule équation de prix. Ceci provient de l'asymétrie entre la formation des salaires et celle des prix (Debonneuil et Sterdyniak, 1984). Les entreprises ont un prix de référence en niveau, par exemple leur coût marginal que multiplie un coefficient dépendant de l'élasticité perçue de la demande. Par contre, les salariés n'ont pas de salaire réel de référence, indépendant de l'évolution des salaires : c'est la différence avec le modèle WS/PS. C'est en ce sens là que nous qualifierons la boucle prix-salaires présentée ici de boucle asymétrique.

Dans notre modèle simple, l'inversion de l'équation (1.2) donne un certain niveau de salaire réel, que nous appellerons le *salaire réel disponible*. Il correspond au salaire réel que les entreprises sont prêtes à offrir aux salariés compte tenu de leur comportement de prix et s'écrit :

$$\omega^d = \pi t - t_{cr} - k + \Delta p\,(1-\mu)/\mu \qquad (1.6)$$

où ω est le salaire réel

Supposons que, à un instant donné, le salaire réel soit supérieur au salaire réel disponible. Les entreprises vont augmenter leurs prix. Il en résultera un processus de stagflation jusqu'au moment où le salaire sera redescendu au niveau du salaire disponible. Or, d'après l'équation (1.3) :

$$\Delta\omega = -b.(U - U_{ELT}) \qquad (1.7)$$

Ainsi, si le salaire réel est supérieur au salaire disponible, et que l'on pose arbitrairement que le retour à l'équilibre se fera par un niveau plus élevé de chômage pendant *T* périodes, le taux de chômage d'équilibre pendant ces *T* périodes est :

$$U_{EMT} = U_{ELT} + \Delta\varpi\,/bT \qquad (1.5\text{ bis})$$

où $\Delta\varpi$ représente l'écart entre le salaire réel et le salaire réel disponible.

Tout choc qui affecte de façon temporaire la formation des salaires ou qui affecte de façon permanente le niveau des prix provoque donc une hausse temporaire du taux de chômage d'équilibre. Dans notre

modèle simple, il ne s'agit que du taux de cotisations sociales employeurs, mais le modèle peut être rendu plus complet. Nous allons voir maintenant l'impact de la spécification précise de l'équation de prix.

a) La spécification de l'équation (1.2) fait qu'à long terme, le taux de marge des entreprises est une fonction décroissante du taux d'inflation. Il n'y a pas super-neutralité ; l'équilibre de long terme dépend du taux d'inflation. Ce résultat gênant peut être évité en supposant, par exemple, que les entreprises incorporent un taux d'inflation tendanciel (Δp_l) dans la formation de leurs prix, selon :

$$\Delta p = \mu\left(k + w + t_{cr} - \pi t - p_{-1}\right) + v\Delta p_l \qquad \text{(1.2 bis)}$$

La super-neutralité est obtenue si $v = 1 - \mu$.

L'absence (ou la présence) de super-neutralité ne modifie pas le TCE de long terme. Par contre, elle joue lorsque l'économie change de taux d'inflation tendanciel. En combinant les équations (1.6) et (1.5 bis), on voit que le passage à un taux d'inflation plus faible coûte, en terme de sur-chômage de moyen terme :

$$U_{EMT} = U_{ELT} + \left(\Delta p_I - \Delta p_F\right)\left(1 - \mu\right)/\left(\mu b T\right) \qquad \text{(1.5 ter)}$$

où Δp_I et Δp_F sont respectivement le taux d'inflation tendanciel initial et final avec $\Delta p_I > \Delta p_F$.

b) Plaçons-nous en économie ouverte. Supposons que les importations soient entièrement utilisées comme consommations intermédiaires par les entreprises. Le niveau de prix d'équilibre s'écrit :

$$p = n\left(p^* + s\right) + \left(1 - n\right)\left(w + t_{cr} + k - \pi t\right) \qquad \text{(1.2 ter)}$$

où n est la part des importations dans la production, supposée identique dans les deux pays, s est le taux de change, p^* est le niveau des prix étrangers.

La balance commerciale vaut :

$$bc = ny^* - ny + n\ \varphi\ \left(p^* + s - p\right) + b_0 \qquad \text{(1.8)}$$

où φ est l'élasticité-prix de la balance commerciale, b_0 représente un choc exogène sur la balance commerciale, y et y^* sont respectivement la production domestique et la production à l'étranger. Le taux de change réel d'équilibre, qui correspond à l'équilibre de la balance commerciale vaut donc :

$$\phi = p - p^* - s = \left(n(y^* - y) + b_0\right)/n\varphi \qquad \text{(1.9)}$$

Aussi le salaire réel disponible vaut-il :

$$\omega^d = \pi t - t_{cr} - k + n\phi/\left(1 - n\right) \qquad \text{(1.6 bis)}$$

Une baisse du taux de change réel d'équilibre induite par un choc défavorable de balance commerciale nécessite une baisse du taux de salaire réel, donc une phase transitoire de chômage.

Supposons par exemple que n = 0,3 ; δ = 1,5 ; φ = 1,5 ; un déficit courant de 1 point de PIB requiert une baisse de 2,2 % du taux de change réel, donc de 0,95 % du salaire réel. Si b = 0,5, il faut que, pendant deux années, le taux de chômage soit supérieur de 0,95 point au TCE.

c) Supposons maintenant que les entreprises veuillent maintenir un certain rapport, γ_0 entre leur endettement et leur capital. Soit γ, le rapport de début de période.

Le prix désiré vaut : (1.2 quater)

$$p = (wL + ((g+\delta)(1-\gamma_0) + (r-g-\Delta p)\gamma - \lambda(\gamma_0 - \gamma))pK)/Y$$

où g est le taux de croissance de l'économie, δ le taux de dépréciation du capital, λ la vitesse avec laquelle les entreprises cherchent à revenir à leur endettement désiré.

Les entreprises incorporent dans leur prix le coût du travail, le coût du capital, les frais financiers et cherchent à revenir à leur endettement désiré. Le salaire réel disponible est alors une fonction décroissante du taux d'intérêt réel. Une hausse de celui-ci rendra nécessaire une période transitoire de chômage.

Exemple numérique : supposons que b = 0,5. Au départ, le taux d'intérêt est égal à 6 %, le taux d'inflation à 3 % et le taux de croissance à 3 %. La production vaut 100 ; la masse salariale 70 ; l'investissement 30 ; le stock de capital 200 ; l'endettement 100 et le ratio d'endettement désiré est de 0,5. Imaginons que le taux d'intérêt passe à 7 % et que le ratio d'endettement désiré passe à 0,45. Le taux de chômage d'équilibre de long terme ne varie pas. Par contre, le salaire réel disponible subit un double mouvement. D'une part, comme l'autofinancement désiré des entreprises augmente, de façon permanente, il passe de 0,7 à 0,691, soit une baisse de 1,3 %. D'autre part, comme l'endettement désiré des entreprises passe de 100 à 90, il faut accumuler une baisse de 14,3 % du salaire. Il y a une infinité d'évolutions du taux de chômage qui aboutit à ces deux résultats. La méthode la plus brutale conduit à un niveau plus élevé du taux de chômage de 31,2 points la première année, suivi d'un niveau plus bas de 28,6 la deuxième ; le taux de chômage peut alors revenir au niveau d'équilibre la troisième année. Si on souhaite que l'équilibre soit retrouvé en 10 ans, il faut par exemple maintenir le taux de chômage à 1,87 point au-dessus du taux d'équilibre pendant 5 ans, puis à 1,35 point en dessous pendant 5 ans.

Dans cette problématique, tout choc d'offre écarte le taux de chômage d'équilibre de moyen terme du taux de long terme. Mais la notion de taux de chômage d'équilibre de moyen terme est relativement ambiguë puisqu'il faut faire une hypothèse sur la durée et le mode de retour à l'équilibre.

La substitution capital/travail

Supposons maintenant que la fonction de production soit à facteurs substituables avec progrès technique économisant le travail. Soit :

Formation des prix :

$$p = \alpha c_K + (1-\alpha)(w + t_{cr} - \pi t) \qquad \text{(1.2 quinto)}$$

où α est la part des profits dans la production.

Coût du capital :

$$c_K = p + r + \delta \qquad \text{(1.10)}$$

où r est le taux d'intérêt réel et δ le taux de dépréciation du capital.

Emploi :

$$l = y - \alpha\sigma\,(w + t_{cr} - \pi t - c_K) - \pi t \qquad \text{(1.11)}$$

où σ est l'élasticité de substitution.

Capital :

$$k = y - (1-\alpha)\sigma\,(w + t_{cr} - \pi t - c_K) \qquad \text{(1.12)}$$

À taux d'intérêt fixe, le salaire disponible vaut :

$$\omega^d = \pi t - \frac{\alpha}{1-\alpha}(r + \delta - t_{cr}) \qquad \text{(1.6 ter)}$$

et l'emploi :

$$l = y + \frac{\alpha\sigma}{1-\alpha} r - \pi t \qquad \text{(1.13)}$$

Une hausse du taux d'intérêt nécessite là aussi une période transitoire de chômage plus élevé pour permettre la baisse du salaire réel. Elle se traduit par un niveau de production durablement plus faible, une fois revenu au TCE. La productivité du travail qu'il faut prendre en compte pour évaluer le TCE est la productivité tendancielle, et non la productivité effective, qui dépend de l'évolution du coût relatif des facteurs.

Dans tous les modèles avec Courbe de Phillips, le salaire réel de long terme est le salaire réel disponible. Mais la convergence du salaire réel vers le salaire disponible ne doit pas figurer dans l'équation de salaire ; ce n'est pas un comportement. Elle est causée par le jeu de l'ensemble du modèle.

Les modèles WS/PS

La Courbe de Phillips a été remise en cause par les partisans du modèle WS, selon lequel les négociations salariales se font en niveau

de salaire et non en taux de croissance du salaire. Selon les modèles de négociations (Cahuc et Zylberberg, 1996), le salaire serait déterminé par l'application d'un coefficient (une sorte de taux de marge) sur un certain salaire de référence, représentant les possibilités de revenus des salariés extérieures à l'entreprise. Comme ce taux de marge est une fonction croissante du taux de syndicalisation et décroissante du taux de chômage, l'équation s'écrit :

$$\omega = c + fT_s - bU + \theta + \omega^r \qquad \text{(1.3 quater)}$$

où T_s est le taux de syndicalisation, ω^r le salaire de référence. θ représente les prélèvements sur les salaires non compensés par des prestations (en France, les cotisations famille et maladie).

Le point délicat est la définition du salaire de référence. Dans une première version, dans la lignée des spécifications à la Sargan (1964), il s'agit d'un salaire de réservation, prix que l'individu attribue au loisir, qui augmente de façon tendancielle et a-historique (par exemple, L'Horty et Sobczak, 1996 ; Cotis et *alii*, 1996 ; L'Horty et Sobczak, 1997 ou L'Horty et Rault, 2001) : $\omega^r = \omega_0 + \tau t$. Dans ce cas, en reprenant l'équation de prix découlant de (1.2 quinto) et (1.10), le TCE s'écrit [6] :

$$U_{ELT} = \frac{\omega_0 + c + fT_s + \theta + \alpha(r+\delta)/(1-\alpha) + (\tau - \pi)t}{b} \qquad \text{(1.4 ter)}$$

Cette spécification a le mérite de fournir un grand nombre de variables explicatives à l'évolution du taux de chômage d'équilibre : la force des syndicats, les cotisations sociales, le taux d'intérêt, la productivité du travail. Malheureusement, comme $\tau \neq \pi$, sauf par miracle, cette spécification induit une tendance du taux de chômage, à la hausse ou à la baisse, peu acceptable à long terme. Le ralentissement de la productivité en Europe par rapport aux années antérieures à 1973 induirait à tout jamais une hausse du taux de chômage.

Dans une deuxième version, le salaire de référence est le montant des prestations chômage, puisque le salarié se retrouverait au chômage si les négociations salariales échouaient. Supposons que les prestations chômage soient institutionnellement fixées en pourcentage du salaire brut : $\omega^r = \omega + t_r$. Le taux de chômage d'équilibre s'écrit alors :

$$U_{ELT} = \frac{c + fT_s + \theta + t_r}{b} \qquad \text{(1.4 quarto)}$$

Il ne dépend que des caractéristiques du marché du travail et du taux de remplacement des prestations chômage (t_r). Une hausse de la productivité du travail provoque une hausse du salaire réel, mais comme elle se répercute sur les prestations chômage, elle n'a pas d'impact sur le chômage d'équilibre. Une hausse des cotisations sociales n'a d'impact sur le taux de chômage que si elle modifie le taux de remplacement

6. On suppose pour simplifier la discussion que les équations de prix et de salaire sont super-neutres.

net (voir par exemple, Layard et *alii*, 1991, p.107 ou L'Horty et Sobczak, 1996). La hausse du chômage s'explique dans ce schéma soit par une hausse de la force des syndicats, soit par une hausse du taux de remplacement. Ce qui est peu pertinent dans le cas européen.

Dans une troisième version, le salaire de réservation est la productivité du travail (Layard, Nickell et Jackman, 1991 ; Blanchard et Katz, 1999). On a alors $\omega^r = \omega_0 + \pi t$. L'idée est que le travailleur arbitre entre un travail salarié et des travaux domestiques, dont la productivité augmenterait comme celle du travail salarié (hypothèse particulièrement irréaliste). Selon d'autres auteurs, les prestations chômage suivraient la productivité du travail (indépendamment du salaire) ; là aussi, ceci est peu crédible. Dans ces deux cas, le TCE s'écrit :

$$U_{ELT} = \frac{\omega_0 + c + fT_s + \theta + \alpha(r+\delta)/(1-\alpha)}{b} \qquad \text{(1.4 quinto)}$$

Cette spécification est « parfaite » : le taux de chômage dépend des variables souhaitées. Malheureusement, ses fondements théoriques sont douteux, puisqu'ils reposent soit sur une hypothèse arbitraire quant à la productivité du travail domestique, soit sur une hypothèse fausse quant aux prestations chômage. La hausse du taux de chômage s'explique par celle des taux d'intérêt réels, par l'augmentation de la puissance des syndicats ou par la hausse des cotisations sociales non compensées. Comme il existe empiriquement une relation inverse (les taux de cotisations augmentent avec le chômage pour équilibrer les comptes de la Sécurité sociale), la relation économétrique peut fonctionner à long terme.

Dans une quatrième version (Manning, 1993 ; Blanchard et Katz, 1999), le salaire de référence est le salaire de la période précédente et l'équation (1.3 quater) se transforme en une Courbe de Phillips.

Faut-il considérer que ces schémas sont fondés théoriquement ? Ils n'étudient pas la façon dont sont effectivement déterminés les salaires. L'idée que les salariés arbitrent entre un travail salarié et le chômage ou une activité domestique est peu réaliste. Un jeune diplômé va accepter ou refuser un emploi en fonction de l'idée qu'il se fait du niveau normal des salaires et du taux de chômage, et non en fonction de la productivité du travail domestique. L'entreprise va lui proposer un salaire qui dépend des salaires qu'elle pratique déjà, des salaires de ses concurrents, de la situation du marché du travail. On retrouve la Courbe de Phillips : le salaire de référence est le salaire courant. Les revendications syndicales vont dépendre de l'inflation, des salaires pratiqués ailleurs, de la situation du marché du travail. L'arbitrage avec les prestations chômage ou l'activité domestique est inexistant. La Courbe de Phillips a autant de fondement que la Courbe WS.

Une tentative de synthèse

De façon générale, supposons que l'équation de salaire s'écrive :

$$\Delta w = c + a\Delta p_c - b_1 U - b_2(U - U_{-1}) + d\pi - f\,\Delta t_{cr} \qquad (1.14)$$

L'indexation sur les prix peut être totale ou partielle ; il peut y avoir ou non de l'hystérèse ; la formation des salaires peut intégrer ou non l'évolution de la productivité du travail ; enfin, les hausses de cotisations employeurs peuvent être ou non, répercutées directement sur les salaires.

Les prix à la consommation s'écrivent :

$$p_c = n(p^* + s) + (1 - n)p \qquad (1.15)$$

L'équation de prix s'écrit :

$$\Delta p = \mu\left(k + w + t_{cr} + \alpha(r + \delta)/(1 - \alpha) - \pi t - p_{-1}\right) + \nu\,(\Delta p^O) \qquad (1.16)$$

Supposons que le taux de change réel :

$$\phi = p - p^* - s \qquad (1.17)$$

ne présente pas de tendance. Supposons que les autorités économiques aient un taux d'inflation de référence qu'elles imposent à moyen terme : Δp^O.

Le taux de chômage d'équilibre de long terme vaut alors :

$$U_{ELT} = (c - (1 - d)\pi - (1 - a)\Delta p^o)/b_1 \qquad (1.18)$$

Ses déterminants sont en nombre relativement restreint conformément à la tradition de la Courbe de Phillips. Toutefois, c peut dépendre de caractéristiques spécifiques du marché du travail.

Le salaire réel disponible s'écrit : (1.19)

$$\omega^d = \pi t - k - t_{cr} - \alpha(r + \delta)/(1 - \alpha) - n\phi/(1 - n) + (1 - \mu - \nu)\,\Delta p^o/\mu$$

Tout choc qui écarte le salaire réel du salaire réel disponible se traduit par un sur-chômage d'équilibre de moyen terme :

$$U_{EMT} = U_{ELT} + (\omega - \omega^d)/(b_1 T) \qquad (1.20)$$

Il en va de même, en cas d'hystérèse, pour tout choc qui écarte le taux de chômage de sa valeur de long terme.

Soit : (1.21)

$$U_{EMT} = U_{ELT} + b_2(U_0 - U_{ELT})/(b_1 T)$$
$$+\left(\omega - \pi t + k + t_{cr} + \alpha(r + \delta)/(1 - \alpha) + n\phi/(1 - n) - (1 - \mu - \nu)\Delta p^o/\mu\right)\Big/(b_1 T)$$

Les déterminants du taux de chômage de moyen terme sont donc beaucoup plus riches que ceux du taux de chômage de long terme : ils incorporent tous les chocs d'offre. Empiriquement, l'écart entre la Courbe de Phillips et le modèle WS/PS apparaît réduit dans la mesure où ce sont les mêmes déterminants qui jouent à moyen terme dans le schéma de Courbe de Phillips et à long terme dans le modèle WS/PS. La différence entre les deux théories porte en fait sur le long terme.

Application numérique

Supposons que b_1 vaille 0,5 en données annuelles et que *T* soit égal à 2 ans. Supposons qu'au début de l'année, le taux de cotisations employeurs soit augmenté de 1 point (et que cette hausse n'ait pas d'impact direct sur la formation des salaires).

Plaçons-nous tout d'abord dans le cas d'absence d'hystérèse ; il y a deux façons d'évaluer l'impact sur le TCE_{MT}. La première consiste à écrire que pendant 2 ans, celui-ci est augmenté de 1 point. Cette méthode a l'avantage et l'inconvénient de pouvoir être écrite *ex ante*, indépendamment de la politique effectivement suivie par les autorités. C'est la méthode que nous avons adoptée dans notre partie empirique. La deuxième méthode consiste à écrire que, chaque trimestre, le TCE_{MT} est augmenté par rapport au taux de long terme d'un montant proportionnel à l'écart entre le salaire réel effectif et le salaire réel d'équilibre. Dans le premier cas, l'hypothèse explicite est que les autorités corrigent tout déséquilibre nouveau en huit trimestres ; dans le second cas, qu'elles en corrigent un huitième.

À la suite d'une hausse de 1 point des cotisations sociales employeurs, le taux de chômage doit être augmenté de 1 point pendant 2 ans pour retrouver l'équilibre (tableau 1). L'inflation s'atténue au cours du temps ainsi que l'écart entre le salaire réel effectif (cotisations comprises) et le salaire réel disponible.

1. Impact d'une hausse de 1 point des cotisations sociales

	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9
U	1	1	1	1	1	1	1	1	0
Δp	0,584	0,5	0,417	0,334	0,251	0,168	0,083	0,0	0,0
Δw	0,167	0,417	0,334	0,251	0,168	0,083	0	– 0,083	0,0
Écart	0,583	0,5	0,417	0.334	0,251	0,168	0,083	0,0	0,0

$$\Delta w = 0,5\Delta p + 0,5\Delta p_{-1} - 0,125\ U$$

$$\Delta p = 0,5(\Delta w + \Delta t_{cr}) + 0,5(w + t_{cr} - p)_{-1}$$

La présence d'hystérèse ne modifie que peu les résultats (tableau 2). L'inflation est plus faible. L'écart de salaire est plus faible tout au long de la trajectoire, mais ceci est compensé à la sortie de la période de chômage.

Dans cette spécification, les entreprises retrouvent leur taux de marge au bout de deux ans. Par contre, elles ne rattrapent pas les pertes de profit durant cette période. Ce serait le cas si la formation des prix incorporait le retour à un taux d'endettement désiré.

2. Impact d'une hausse de 1 point des cotisations sociales

	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	T10
U	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0
Δp	0,500	0,417	0,334	0,250	0,167	0,083	0,0	– 0,083	0,0	0,0
Δw	0,000	0,334	0,250	0,167	0,083	0,0	– 0,083	– 0,167	0,083	0,0
Écart	0,5	0,417	0,334	0.250	0,167	0,083	0,0	– 0,083	0,0	0,0

$$\Delta w = 0{,}5\Delta p + 0{,}5\Delta p_{-1} - 0{,}125\ U - 0{,}125\Delta U$$
$$\Delta p = 0{,}5\left(\Delta w + \Delta t_{cr}\right) + 0{,}5\left(w + t_{cr} - p\right)_{-1}$$

L'influence des variables institutionnelles

La boucle prix-salaire asymétrique

Le modèle estimé comporte trois équations. Les estimations effectuées pour les six pays étudiés (États-Unis, Allemagne, France, Royaume-Uni, Espagne et Pays-Bas) figurent en annexe.

La formation des prix et des salaires est asymétrique, conformément au modèle développé plus haut. L'équation de salaire est une Courbe de Phillips augmentée (les notations utilisées sont données plus bas) :

$$\Delta w = c_1 + a(L)\Delta p_c - b_1 U - b_2 (U - U_l) + d(L)\Delta \pi + e(L)\Delta (p_V - p_c) - f(L)\Delta t_{cr} + \sum_{w=1}^{n} \alpha_w Zk_w \quad (2.1)$$

Les prix de consommation sont une fonction linéaire du prix de valeur ajoutée et du prix des importations :

$$\Delta p_c = n_1(L)\Delta p_V + n_2(L)\Delta p_I \quad (2.2)$$

Le prix de valeur ajoutée est déterminé par la maximisation du profit des entreprises dans un environnement concurrentiel imparfait. Les entreprises ont un objectif de prix désiré en niveau correspondant à

un objectif de taux de marge sur leurs coûts unitaires en développement [7] (Debonneuil et Sterdyniak, 1984) :

$$P_d = \left(\beta_1 . \frac{W.(1+T_{\text{cr}})}{\Pi} + \beta_2 . \frac{UCC}{Y} + \beta_3 . T_{INV} \right) \quad (2.3)$$

Le processus d'ajustement du prix au prix désiré suit un Modèle à Correction d'Erreur contraint :

$$\Delta p_V = \beta(L) \Delta p_d - \mu \left(p_{V_{-1}} - p_{d_{-1}} \right) \quad (2.4)$$

l'équation (2.4) étant estimée en remplaçant p_d par sa spécification en (2.3).

Où :

Π : productivité du travail horaire ou par tête dans le secteur marchand

L : opérateur de retard

P_c : prix de consommation

P_d : prix désiré par les entreprises

P_I : prix des importations

P_V : prix de valeur ajoutée dans le secteur marchand

T_{cr} : taux de cotisations sociales employeurs

T_{INV} : ratio entre l'investissement (hors logement) et la valeur ajoutée en volume dans le secteur marchand

U : taux de chômage

UCC : coûts financiers nets des entreprises du secteur marchand

U_l : taux de chômage tendanciel

W : salaire nominal horaire ou par tête dans le secteur marchand

Y : valeur ajoutée en volume dans le secteur marchand

Zk_w : ensemble des autres variables susceptibles d'intervenir dans la formation des salaires (taux de cotisations sociales salariés, taux d'imposition, taux de remplacement, taux de syndicalisation, conflits du travail, structures du chômage).

Du fait du caractère endogène de certaines variables explicatives, le système d'équations (2.1), (2.2) et (2.4) a été estimé en simultané par la méthode des Triples Moindres Carrés non linéaires. L'équation (2.3) est incorporée dans l'équation (2.4). Pour les pays de l'Union européenne, à l'exception du Royaume-Uni, les séries utilisées sont celles de l'ancienne base comptable, donc avant le passage au SEC95. Les données allemandes portent sur les Länder de l'ouest. La période d'estimation s'étend de 1970 à la fin des années 1990.

7. Dans notre modèle, nous testons l'effet des taux d'intérêt sur le TCE seulement via l'équation de prix. Or, du fait de la substitution capital/travail, cet effet pourrait transiter par l'équation de demande d'emploi (équation (1.11) de notre modèle théorique). De plus, nous n'avons pas testé l'influence du ratio d'endettement des entreprises sur les prix telle que le suggère l'équation (1.2 quater). Ce sont deux extensions possibles de notre travail empirique.

Le point de départ est l'estimation d'une boucle prix-salaires reposant sur une spécification « standard » de la Courbe de Phillips, telle qu'on la retrouve dans la majorité des modèles macroéconomiques français (Économie et Prévision, 1998) (tableau A.1).

La spécification a ensuite été enrichie pour intégrer d'autres variables susceptibles d'intervenir dans la négociation salariale. Les variables institutionnelles testées sont celles qui sont fréquemment mises en avant pour expliquer la montée du chômage (voir par exemple OCDE, 1994,1997 ; Layard, Nickell et Jackman, 1991) : taux de remplacement, taux de cotisations employeurs et employés, taux d'imposition, taux de syndicalisation, taux des conflits du travail et salaire minimum. Le taux de syndicalisation et le nombre de conflits du travail rendent compte des évolutions des rapports de force entre les partenaires sociaux. Le taux de remplacement des prestations chômage servirait de référence aux salariés pour juger si un salaire est acceptable : plus il est élevé, plus les salariés ont la possibilité de refuser un travail « mal » payé.

Dans une Courbe de Phillips standard, la variable synthétique des tensions sur le marché du travail est le taux de chômage global. Or, il est possible que certaines « classes ou catégories sociales » pèsent plus sur la négociation salariale. Si tel est le cas, les salaires devraient être plus sensibles au taux de chômage des catégories les plus influentes dans la négociation. Nous avons tenté d'appréhender ces phénomènes en testant économétriquement l'effet des taux de chômage par sexe, âge, niveau d'étude et par régions [8].

D'après la théorie de l'hystérèse, la sensibilité du salaire au taux de chômage s'érode quand ce dernier a été durablement élevé. Deux tests de la présence d'hystérèse ont été mis en œuvre. Le premier consiste à comparer l'impact du taux de chômage de courte durée — d'une durée inférieure à un an — à celui du taux de chômage de longue durée. En cas d'hystérèse, le taux de chômage de longue durée n'a pas (ou a peu) d'effet sur les salaires ; l'impact du taux de chômage de courte durée est fortement significatif. Le deuxième teste l'impact respectif du taux de chômage et de l'écart entre le taux de chômage et son niveau passé :

$$CD1 = U - \sum_{i=1}^{n} \lambda_{-i} U_{-i} \text{ , avec } \sum_{i=1}^{n} \lambda_{-i} = 1 .$$

En présence d'hystérèse partielle, les coefficients de U et CD1 sont tous deux négatifs et significatifs. En cas d'hystérèse complète, seul l'écart entre le taux de chômage et sa tendance passée est significatif.

8. Du fait d'un problème de collinéarité, nous avons d'abord estimé l'influence du taux de chômage d'une catégorie sociale à la place du taux de chômage global et nous avons regardé si nous améliorions les caractéristiques économétriques de la régression. Le pouvoir explicatif de cette méthode est cependant limité puisque les différents taux de chômage sont corrélés entre eux. Afin d'apporter des conclusions plus précises, nous avons recoupé ces résultats avec ceux d'autres estimations, où nous avons estimé en plus du taux de chômage global la part des chômeurs de ces catégories dans l'ensemble des chômeurs.

Enfin, nous avons testé des spécifications non-linéaires des équations de salaires. La convexité de la Courbe de Phillips a pour principale implication de rendre coûteuses en terme de chômage les politiques économiques impliquant une forte volatilité du cycle économique (Clark et Laxton, 1997). Le coût de réduction de l'inflation étant supérieur au bénéfice d'une réduction du taux de chômage, il peut en résulter un taux de chômage moyen supérieur au taux de chômage d'équilibre.

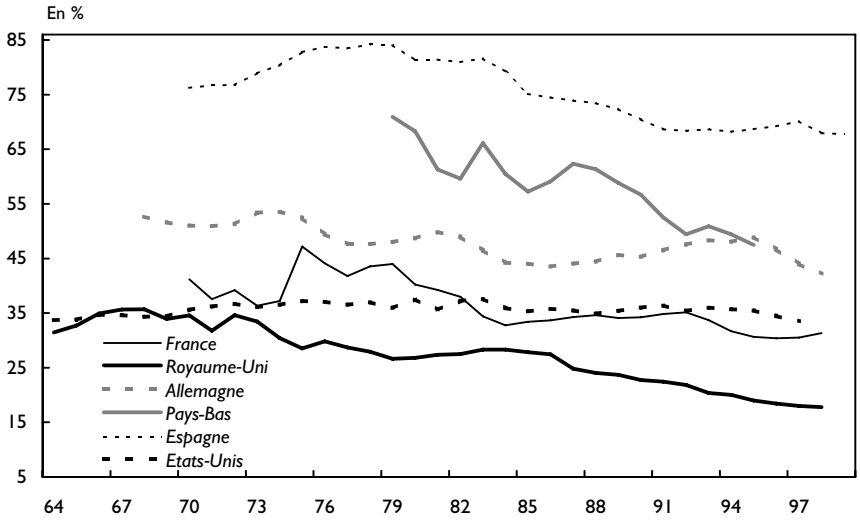
L'évolution de quelques variables institutionnelles

Certaines variables institutionnelles ont fortement évolué au cours des trente dernières années, de sorte que si elles avaient une réelle influence sur la négociation salariale, il devrait être possible de le faire ressortir économétriquement.

Les ***taux de remplacement*** sont mesurés comme le ratio entre les prestations chômage moyennes et le salaire par tête moyen. Les prestations chômage intègrent les allocations d'assurance et d'assistance. Elles ne comprennent pas les revenus de garantie de ressources dont les conditions d'éligibilité ne sont pas soumises à une condition de travail (comme le RMI en France). Les taux de remplacement divergent notamment pour cette raison de ceux de l'OCDE (1994) qui concluent par exemple à une augmentation du taux de remplacement français, jusqu'au milieu des années 1980.

La plupart des pays ont réduit la générosité de leur système d'indemnisation du chômage à partir du milieu des années 1970 (graphique 1).

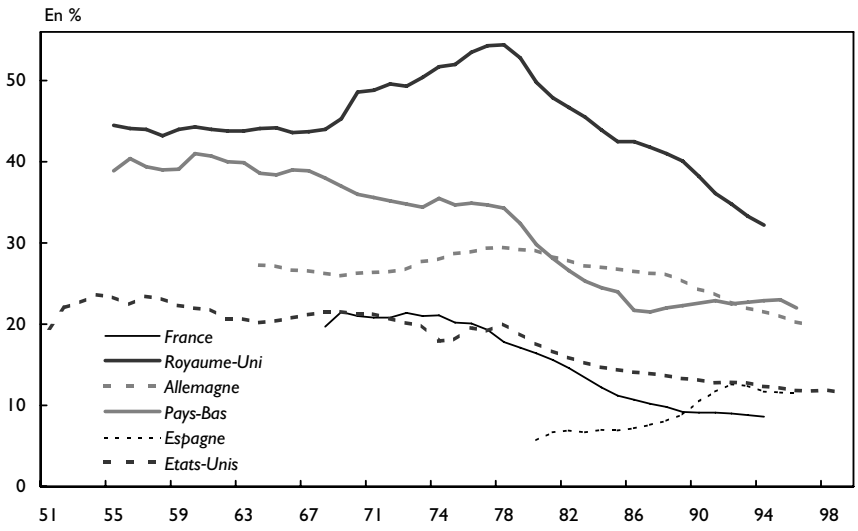
1. Taux de remplacement



Sources : Offices statistiques nationaux, calculs des auteurs.

Les États-Unis se distinguent par une remarquable stabilité du taux de remplacement, à un niveau très bas. En France, la baisse du taux de remplacement de 1979 à 1995 est de l'ordre de 30 %, un ordre de grandeur équivalent à celui de l'Espagne et du Royaume-Uni. À la fin des années 1990, le système d'indemnisation du chômage y serait moins généreux qu'aux États-Unis.

2. Taux de syndicalisation



Source : Ebbinghaus et Visser (2000).

Si les taux de syndicalisation diffèrent fortement dans les pays de l'OCDE (graphique 2), leurs évolutions sont proches. La forte montée de la syndicalisation dans l'immédiat après-guerre a été suivie d'un déclin quasi général à partir du milieu des années 1970. L'Espagne fait exception : la chute de la dictature franquiste en 1975 a été suivie d'une progression de la syndicalisation jusqu'à la récession de 1993, mais le taux de syndicalisation y reste l'un des plus faible des six pays.

Principaux résultats

Les équations de salaires standards mettent en évidence certaines disparités entre pays (tableau A.1). L'indexation sur les prix ne serait pas unitaire en France ; l'effet du chômage est à la limite de la significativité au Royaume-Uni ; l'écart entre prix de la valeur ajoutée et prix

de la consommation n'est significatif qu'en Allemagne ; l'effet direct de la productivité apparaît nettement en Allemagne et aux États-Unis.

Aucun résultat robuste ne ressort des spécifications utilisant des taux de chômage par catégorie.

Comme dans d'autres études empiriques (Elmeskov et Mac Farlan, 1993), les phénomènes d'hystérèse apparaissent limités ou difficiles à mettre en évidence (tableau A.2). Aucun phénomène d'hystérèse n'est détecté en France, aux Pays-Bas, aux États-Unis et en Espagne. Par contre, l'hystérèse serait totale au Royaume-Uni et partielle en Allemagne. L'Allemagne est le seul pays où l'impact du chômage de courte durée est supérieur à celui du chômage total.

Une spécification non linéaire de la Courbe de Phillips est acceptée pour trois pays (Allemagne, France et Pays-Bas) (tableau A.21). Pour la France, les résultats sont peu robustes. Les caractéristiques de l'équation ne sont guère améliorées dans le cas de l'Allemagne. Par contre, pour les Pays-Bas, une spécification non linéaire améliore l'équation.

Dans certains pays les employeurs réussissent à imposer une modération salariale en cas d'augmentation des taux de cotisations sociales employeurs (Royaume-Uni, Espagne et, à un moindre degré, France et Allemagne, tableau A.3), ce qui réduit à moyen terme le coût en terme de sur-chômage. La prise en compte des taux de cotisations employeurs dans les équations améliore nettement les régressions dans le cas du Royaume-Uni et de l'Espagne. Aucun impact des taux de cotisations salariés ou du taux d'imposition n'a été mis en évidence. Toute augmentation est donc entièrement payée par les salariés. Ce résultat de non homogénéité de l'effet des prélèvements fiscaux et sociaux contraste avec les hypothèses des modèles WS/PS [9].

Parmi les pays étudiés, la France, l'Espagne, les Pays-Bas, les États-Unis et le Royaume-Uni ont un salaire minimum. Pour ce dernier, il a été créé trop récemment pour être incorporé dans nos estimations. L'impact des évolutions du pouvoir d'achat du salaire minimum dans la négociation salariale (tableau A.3) ne ressort de manière significative que pour la France et les Pays-Bas, avec des coefficients similaires : une augmentation du pouvoir d'achat du salaire minimum de 1 % entraîne une augmentation du salaire nominal de 0,1 %. Pour la France, ce résultat est usuel. Pour les Pays-Bas, l'introduction du salaire minimum dans l'équation de salaire altère la significativité des autres variables.

Les évolutions de la négociation salariale n'auraient eu d'influence que dans deux pays (tableau A.4). Pour le Royaume-Uni, le taux de

9. La plupart des modèles WS/PS incorporent dans l'équation de salaire une variable mesurant l'écart entre le coût réel du travail et le pouvoir d'achat du salaire : le « coin salarial ». Cette restriction d'homogénéité de l'impact des prélèvements sociaux et fiscaux sur le salaire brut est imposée dans de nombreuses études (voir par exemple, Layard et *alii*, 1991 ; L'Horty et Sobczak, 1997 ; L'Horty et Rault, 2001). À notre seule connaissance, seule l'étude de Tyrväinen (1995) teste l'homogénéité de l'effet des prélèvements obligatoires dans la négociation salariale.

syndicalisation ou le taux de remplacement auraient un effet sur la négociation salariale. Il n'est pas possible de faire intervenir en même temps le taux de remplacement et une variable indicatrice de la puissance des syndicats car ces séries présentent une certaine colinéarité, en particulier à partir de la fin des années 1970. Enfin, le taux de remplacement en variation ne ressort de manière significative que pour les Pays-Bas, comme chez Broer et *alii* (1999). Dans ce pays, le taux de remplacement, élevé au début des années 1970, a été fortement réduit dans les années 1980 [10].

Synthèse des résultats

Comme d'autres études empiriques (par exemple, Blanchard et Wolfers (2000)), nos résultats montrent que l'impact de *l'évolution* des caractéristiques institutionnelles du marché du travail sur les salaires est difficile à mettre en évidence.

Selon certains travaux utilisant des données en panel, ces mêmes variables institutionnelles auraient un certain impact sur le chômage, même si celui-ci reste limité (Fitoussi et Passet, 2000) ; Fitoussi, Jestaz, Phelps et Zoega, 2000 ; Cadiou, Guichard et Maurel, 1999). Ce type d'approche a cependant le défaut de ne pas mettre en évidence l'impact précis des caractéristiques institutionnelles sur la négociation salariale, donc en terme de TCE (Richardson et *alii*, 2000). Par contre, ces travaux mettent en relief la complexité du lien entre les variables institutionnelles et le TCE. Le taux de syndicalisation ne donne ainsi aucune indication sur le degré de coordination des négociations salariales, alors que certaines études empiriques (Fitoussi et Passet, 2000) concluent que ce dernier a un effet négatif sur le niveau du chômage, mais positif sur sa persistance.

En Espagne et en Allemagne, aucun changement significatif du mode de négociation salariale n'est intervenu au cours de la période considérée. En Allemagne, le système de négociation salariale est centralisé et coordonné. En Espagne, depuis la fin de la dictature franquiste, la coordination n'a pas été régulière : des accords tri-partites incluant des

10. Dans les modèles WS/PS, les variables institutionnelles interviennent en niveau. L'étude de Fabiani et *alii* (1997), qui comme la nôtre, teste l'influence de variables institutionnelles dans une Courbe de Phillips augmentée, fait intervenir le taux de remplacement et les conflits du travail en variation. Cette spécification respecte la logique des modèles WS/PS. Dans notre étude, nous avons testé les deux spécifications. L'introduction d'une variable institutionnelle en niveau dans une Courbe de Phillips permet de faire ressortir l'impact des évolutions structurelles dans la négociation salariale. La position des salariés est plus favorable quand le taux de syndicalisation et le taux de remplacement sont plus élevés. Le taux de syndicalisation rend compte de l'état d'organisation des salariés ; un taux de remplacement élevé permet de refuser plus facilement une offre de travail. Par contre, le taux de remplacement intervenant en variation dans une Courbe de Phillips signifie que le taux de croissance du revenu de remplacement constitue une cible pour les salariés, alors que l'interprétation en taux de croissance pour le taux de syndicalisation ou les conflits du travail apparaît peu logique.

clauses de modération salariale ont joué un rôle à différentes périodes (au milieu des années 1980 et au début des années 1990), mais à la fin des années 1980, les syndicats ont obtenu de fortes augmentations de salaires (Ebbinghaus et Visser, 2000). En France et aux Pays-Bas, la modération salariale est devenue l'arme privilégiée pour la lutte contre l'inflation depuis le début des années 1980. Celle-ci a été imposée en France par l'importance du chômage, davantage négociée aux Pays-Bas. Au Royaume-Uni, les gouvernements Thatcher se sont attaqués frontalement au pouvoir des syndicats au rythme d'une réforme du système de négociation salariale tous les deux ans (les « *employment acts* » de 1980, 1982 et 1988, le « *trade union act* » de 1984 et 1992, le « *wage act* » de 1986), afin d'imposer la décentralisation des négociations salariales [11]. Les rapports de forces entre les partenaires sociaux ont évolué significativement. Aussi le Royaume-Uni est-il le seul pays où des variables représentatives de l'évolution des rapports de force au sein des négociations salariales ressortent de manière significative dans les équations de salaire.

Taux de chômage d'équilibre de moyen et long terme

Définitions de TCE selon l'horizon temporel

Les tentatives de définition de différents concepts de TCE selon l'horizon temporel sont nombreuses (par exemple, Mellis et Webb, 1997 ; Richardson et *alii*, 2000). Cependant, ces définitions relèvent souvent de considérations purement techniques sans réel fondement théorique. Richardson et *alii* (2000) considèrent, par exemple, que le NAIRU *de court terme* correspond « à la valeur du taux de chômage qui stabilise l'inflation sur deux périodes consécutives » (p.35).

Le calcul d'un tel TCE donne une série extrêmement erratique, dépendant du choix de la période. Cette série n'a guère de sens économique puisqu'il n'y a pas de raison qu'un choc important soit résorbé en un trimestre.

En se focalisant sur la stabilité de l'inflation, les définitions de TCE de court ou moyen terme généralement proposées souffrent d'être déconnectées de la notion d'équilibre macroéconomique. Bien qu'elles expliquent la différence entre le TCE de moyen terme et le TCE de long terme par des chocs temporaires et des phénomènes d'ajustements et de persistance, le lien entre les différents TCE est souvent flou et ne s'appuie sur aucune hypothèse relative aux réactions des autorités économiques. Dans certains cas (Richardson et *alii*, 2000), la

11. Voir par exemple Freeman et Pelletier (1990) ou Ebbinghaus et Visser (2000).

manière dont le TCE de moyen terme se dirige vers son sentier de long terme est omise, dans d'autres (Mellis et Webb, 1997), elle est prise en compte de façon *ad hoc* par l'introduction du taux de chômage passé.

Supposer comme nous le faisons ici que la formation des prix et des salaires sont des processus asymétriques, permet d'établir des fondements théoriques explicites à la distinction entre un TCE de moyen terme et un TCE de long terme.

À long terme, le taux de croissance des prix est égal à celui des coûts. Aucun choc n'affecte de façon temporaire les salaires ou de façon permanente les prix. Le système d'équations (2.1) à (2.4) devient alors :

$$\Delta w = c_1 + a(1)\Delta p_c - b_1 U + d(1)\Delta\pi + e(1)\left(\Delta p_V - \Delta p_c\right)^{12} \quad (3.1)$$

$$\Delta p_c = \left(n_1(1) + n_2(1)\right)\Delta p_V \quad (3.2)$$

$$\Delta p_V = \Delta w - \Delta\pi \quad (3.3)$$

Comme $n_1(1) + n_2(1) = 1$, le TCE de long terme s'écrit :

$$U_{ELT} = \frac{c_1 - \left(1 - a(1)\right)\Delta p^O - \left(1 - d(1)\right)\Delta\pi}{b_1} \quad (3.4)$$

Si $a(1)$ est différent de l'unité, l'arbitrage inflation-chômage ne disparaît pas à long terme et le TCE de long terme dépend de la cible d'inflation (Δp^O) de la Banque centrale.

Comme l'équation de prix de valeur ajoutée n'est pas super-neutre, le taux de marge effectif des firmes est à long terme une fonction décroissante de l'inflation-objectif des autorités monétaires :

$$p_V - p_d = -\frac{1 - \beta(1)}{\mu}\Delta p^o \quad (3.5)$$

L'équation (2.2) reformulée en niveau devient :

$$p_c = c_2 + n_1(1)p_V + \left(1 - n_1(1)\right)p_I \quad (3.6)$$

En réarrangeant les équations (2.3), (2.4), (3.5) et (3.6), le *salaire réel disponible* s'écrit :

$$\left(w - p_c\right)^d = \pi - t_{cr} + \frac{1 - \beta(1)}{\mu}\Delta p^o - n_2(1)\left(p_I - p_V\right) - F\left(T_{INV}\right) - \log\left(\beta_1\right) - c_2 \quad (3.7)$$

Où :

$F\left(T_{INV}\right) = \log\left(1 + \frac{\Pi\beta_3}{\beta_1 W(1 + T_{cr})}T_{INV}\right)$ mesure l'effort d'investissement [13].

12. $a(1)$ est le coefficient de long terme : $a(1) = \sum_{L=0}^{I} a(L)$.

13. Aucun effet des coûts financiers n'a été trouvé dans aucun des pays.

Tout choc affectant l'écart entre le salaire réel et le salaire réel disponible affecte le TCE de moyen terme :

$$U_{EMT} = U_{ELT} + \frac{(w - p_c) - (w - p_c)^d}{b_1 T} \quad (3.8)$$

Soit : $U_{EMT} = U_{ELT} - \frac{1 - \beta(1)}{\mu b_1 T} \Delta\Delta p^o$ (3.8bis)

$$+(1 - f(1)) \frac{\Delta t_{cr}}{b_1 T} + \frac{\Delta F(T_{INV})}{b_1 T} + n_2(1)(a(1) - e(1)) \frac{(\Delta p_I - \Delta p_V)}{b_1 T},$$

Comme cela a été exposé plus haut, l'hypothèse a été faite ici que tout nouveau choc est absorbé par les autorités en huit trimestres (T est égal à 8). Afin de prendre en compte l'effet tendanciel de l'effort d'investissement, la variable $F(T_{INV})$ a été lissée grâce à un filtre de Hodrick-Prescott (HP). L'inflation objectif est supposée être égale à l'inflation tendancielle calculée également grâce à un filtre HP. Les autres chocs sont calculés comme leur valeur moyenne sur les huit derniers trimestres, un huitième du choc est corrigé à chaque trimestre. Les équations utilisées sont présentées dans les tableaux A.5, B et C de l'annexe.

En présence d'hystérèse partielle (cas de l'Allemagne), le TCE de moyen terme incorpore en outre le terme suivant :

$$\frac{b_2 (U - U_{ELT})}{b_1 T}, \quad (3.9)$$

qui rend compte de la lenteur de convergence du taux de chômage vers le TCE de long terme en cas de déséquilibre initial. En cas d'hystérèse totale, comme au Royaume-Uni, notre modèle ne permet pas d'estimer un TCE.

Estimations des TCE

Les TCE de moyen et de long terme pour les six pays sont présentés dans les graphiques 3 à 7. Afin de distinguer l'effet des différents chocs, trois TCE ont été calculés : TCE_{LT} représente le TCE de long terme, TCE_{MT1} est le TCE de moyen terme excluant l'effet de la variation de l'inflation objectif des autorités monétaires, alors que TCE_{MT2} inclut l'ensemble des effets affectant le TCE de moyen terme.

Le ralentissement des gains de productivité [14] depuis le milieu des années 1970 a entraîné une augmentation du TCE de long terme dans tous les pays européens : la hausse est de plus de 5 points en France entre 1970 et 1998, de plus de 15 points en Espagne, de 4,5 points

14. La tendance de productivité est obtenue par un filtre HP.

aux Pays-Bas, mais de moins de 1 point en Allemagne en raison d'une ré-accélération des gains de productivité dans le courant des années 1980. Aux États-Unis, le TCE de long terme est relativement stable et fluctue autour de 5 %.

La prise en compte des chocs et de la variation de l'inflation objectif conduit à des écarts substantiels entre les TCE de moyen et de long terme dans la plupart des pays dans les années 1970 et surtout au cours de la première moitié des années 1980.

La hausse du TCE de moyen terme dans les années 1970 est imputable au premier choc pétrolier ainsi qu'à l'augmentation des taux de cotisations employeurs qui l'a suivi. L'augmentation des taux de cotisations a été la plus forte en Espagne, mais l'effet sur le TCE de moyen terme est atténué car elle est compensée par une moindre hausse des salaires. Aux États-Unis et en France, l'accélération tendancielle de l'inflation dans les années 1970 a par contre permis d'atténuer la hausse du TCE de moyen terme.

La sensibilité du TCE de moyen terme aux chocs est la plus importante aux Pays-Bas, en raison de la non linéarité de l'équation de salaire, même si la hausse du prix relatif des importations consécutive au premier choc pétrolier a été d'un même ordre de grandeur qu'en France (le premier choc pétrolier a entraîné une augmentation de 3 % à 4 % des prix relatifs et le second choc pétrolier d'environ 2 %).

À l'exception de l'Espagne et, dans une moindre mesure, de l'Allemagne, la désinflation engagée au début des années 1980 et mise en œuvre par la hausse des taux d'intérêt explique l'essentiel de la hausse du taux de chômage de cette période. Dans tous les pays, le TCE de moyen terme s'est rapproché de son niveau de long terme et du taux de chômage effectif à la fin des années 1980.

Dans les années 1990, les évolutions sont par contre assez divergentes. Aux États-Unis, la forte baisse des taux de cotisations employeurs, conjuguée à l'amélioration des termes de l'échange, a permis une forte baisse du TCE de moyen terme jusqu'en 1997. Le ralentissement de l'inflation s'explique donc par une succession de chocs d'offre favorables. Par contre, dans les pays européens, l'écart entre le TCE de moyen et long terme est resté relativement faible à l'exception de l'Allemagne, si bien que la hausse du chômage effectif est dans ces pays pour l'essentiel imputable à un déficit de demande, imposé notamment par le traité de Maastricht.

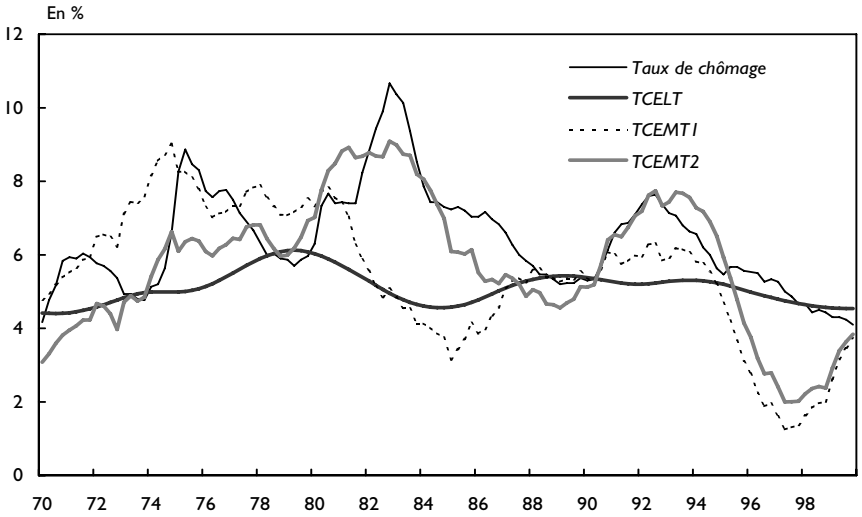
Le cas de l'Allemagne est particulier. Du fait de la rigidité du processus d'ajustement des prix et de la présence d'hystérèse, qui entraîne une moindre sensibilité des salaires au niveau du chômage, le TCE de moyen terme est particulièrement sensible aux chocs d'offre. L'Allemagne est aussi le pays où l'écart entre le TCE de moyen terme et le taux de chômage effectif était le plus faible des pays européens

en 1994 (1 %). Ceci est imputable au choc d'offre négatif de la réunification, qui passe ici par la hausse du taux de cotisations employeurs destinée à financer les transferts sociaux dans les Länder de l'Est.

Conclusion

Cet article avait un objectif théorique et deux objectifs empiriques. Le premier était de distinguer dans un modèle de Courbe de Phillips entre le TCE de long terme et la contrainte de moyen terme que les chocs d'offre font peser sur la trajectoire du taux de chômage. Le premier objectif empirique était de tester l'impact des variables institutionnelles dans une boucle prix salaire asymétrique. À la différence des approches réduites de type Time Varying NAIRU [15], l'approche retenue se fixe donc comme objectif de décrire les évolutions du taux de chômage d'équilibre au moyen d'un modèle structurel explicite. Comme dans d'autres études, les résultats empiriques sur l'impact des institutions sont peu concluants. Le deuxième était d'estimer des TCE de long terme et de moyen terme dont les fondements théoriques sont clairement spécifiés. Même si les estimations n'ont pas permis de faire ressortir d'effet direct des taux d'intérêt, les estimations de TCE de moyen terme rendent relativement bien compte de la hausse du taux de chômage consécutive à l'orientation anti-inflationniste des politiques monétaires au cours de la première moitié des années 1980. Elles font en outre clairement apparaître un déficit de demande dans les années 1990 dans la plupart des pays européens.

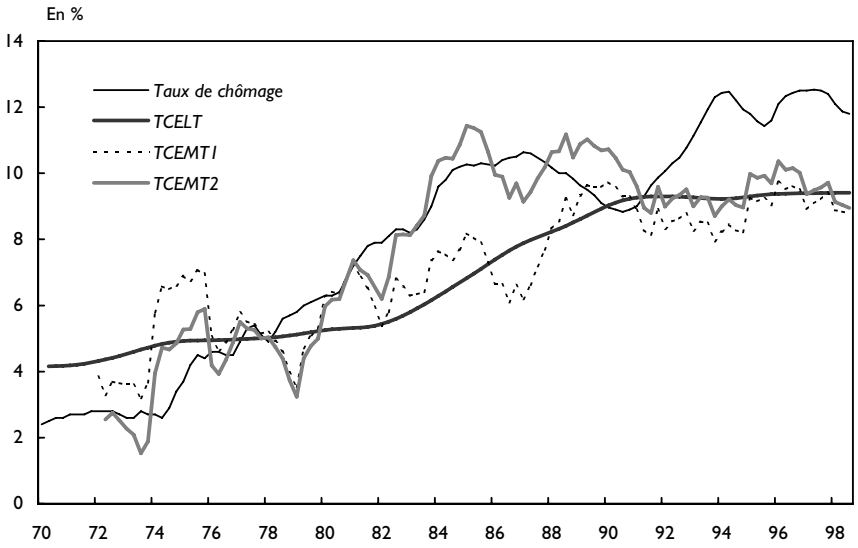
3. États-Unis



Sources : calculs des auteurs, BLS.

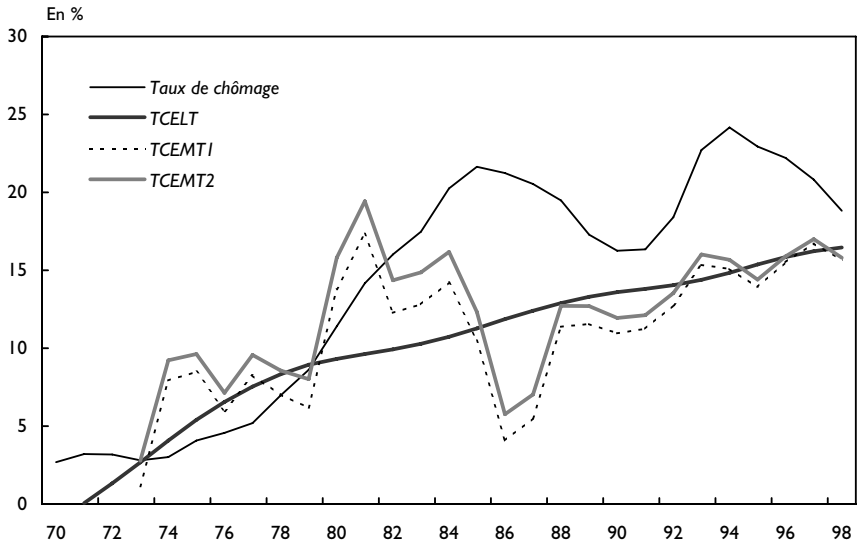
15. Voir Gordon (1997) et Richardson, Boone et *alii* (2000).

4. France



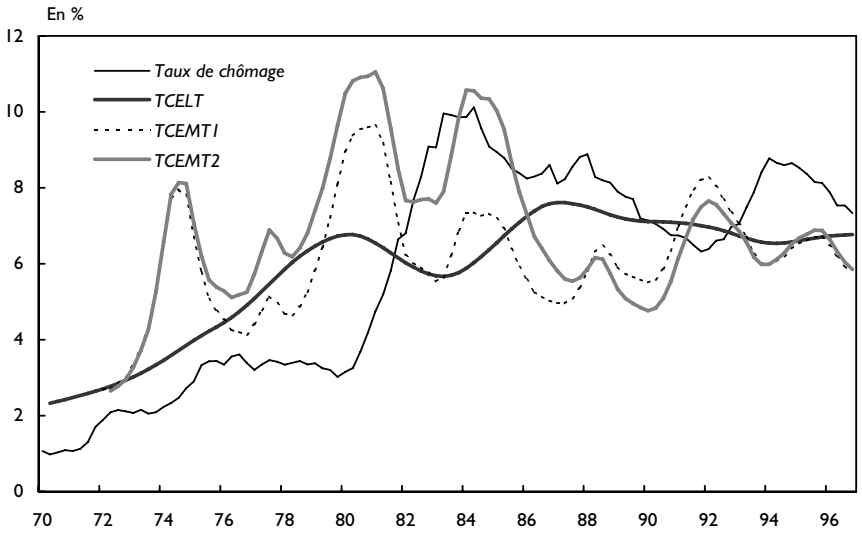
Sources : calculs des auteurs, INSEE.

5. Espagne



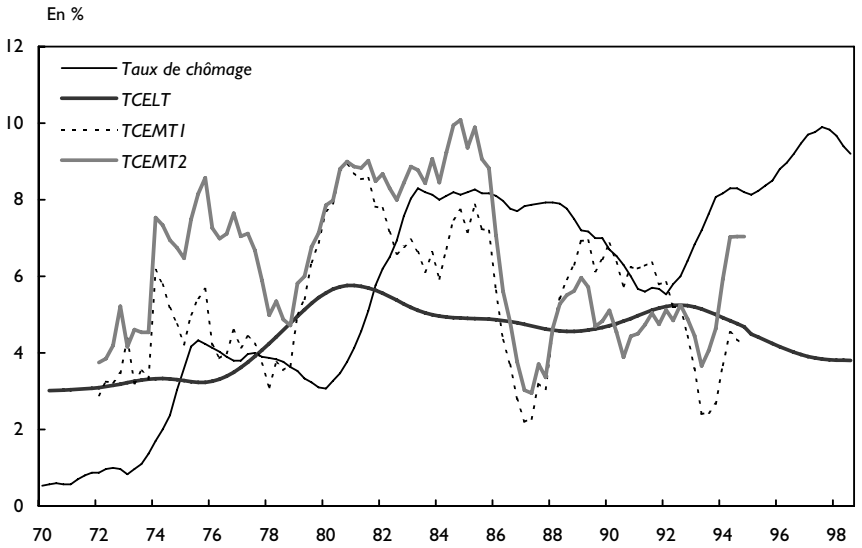
Sources : calculs des auteurs, INE.

6. Pays-Bas



Sources : calculs des auteurs, CBS.

7. Allemagne



Sources : calculs des auteurs, Statistiches Bundesamt.

Références bibliographiques

BEAN C., 1994 : « European unemployment : a survey », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXII, pp. 573-619.

BELOT M. et J.C. VAN OURS, 2001 : « Unemployment and labor market institutions : an empirical analysis », Université de Tilburg, *Discussion paper*, n° 2001-50.

BLANCHARD O. et L. F. KATZ, 1997 : « What we know and do not know about the natural Rate of Unemployment », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, hiver.

BLANCHARD O. et L. F. KATZ, 1999 : « Wage Dynamic : Reconciling Theory and Evidence », *NBER Working Paper Series*, n° 6924, février.

BLANCHARD O. et J. WOLFERS, 2000 : « The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment : the Aggregate Evidence », *The Economic Journal*, vol. 110, n° 462, mars.

BLANCHARD O. J. et L. H. SUMMERS, 1986 : « Hysteresis and the European Unemployment », *NBER Macroeconomics Annual*, Stanley Fischer ed., vol. 1, Cambridge : MIT Press, pp. 15-78.

BROER P., N. DRAPER et F. HUIZINGA, 1999 : « The equilibrium rate of unemployment in the Netherlands », *Centraal Plan Bureau, Research Memorandum*, n° 156.

BRUNO M. et J. SACH, 1985 : *The economics of Worldwide Stagflation*, Basil Blackwell, Oxford.

BURDA M. et M. WEDER, 2001 : « Complementarity of Labor Market Institutions, Equilibrium Unemployment and the Propagation of Business Cycles », Université Humboldt de Berlin, National Research Center, *Working Paper*, n° 49.

CADIOU L., S. GUICHARD et M. MAUREL, 1999 : « La diversité des marchés du travail en Europe : Quelles conséquences pour l'Union Monétaire », *Document de travail du CEPII*, n° 99-11, juin.

CAHUC P. et A. ZYLBERBERG, 1996 : *Économie du travail : La formation des salaires et les déterminants du chômage*, Bruxelles, De Boeck.

CALMFORS L. et J. DRIFFILL, 1988 : « Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performences », *Economic Policy*, vol 60, pp. 163-195.

CLARK P .B. et D. LAXTON, 1997 : « Phillips curves, Phillips Lines and unemployment Costs of Overheating », *IMF Working Paper*, 97/17, Washington.

COTIS J.-P., R. MEARY et N. SOBCZAK, 1996 : « Le chômage d'équilibre en France : Une évaluation », *Document de travail de la Direction de la Prévision*, n° 96-14

DEBONNEUIL M. et H. STERDYNIAK, 1984 : « La boucle prix-salaires dans l'inflation », *Revue économique*, vol. 35, n° 2, mars.

DEN HAAN W.J., C. HAEFKE et G. RAMEY, 2001 : « Shocks and Institutions in a Job Matching Model », University of California, *Discussion Paper*, n° 2001-14.

EBBINGHAUS B. et J. VISSER, 2000 : *Trade Unions in Western Europe since 1945*, Macmillan.

ÉCONOMIE ET PRÉVISION, 1998 : « Structure et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Économie et Prévision,* n° 134.

ELMESKOV J. et M. MACFARLAN, 1993 : « Persistance du chômage », *OECD Economic Review*, n° 21, winter, Paris.

FABIANI S., A. LOCARNO, G. P. ONETO et P. SESTITO, 1997 : « NAIRU: Incomes Policy and Inflation », *OECD Economics Department Working papers*, n° 187.

FITOUSSI J.-P. et O. PASSET, 2000 : *Réduction du chômage, les réussites en Europe*, Rapport du CAE, La documentation française.

FITOUSSI J.-P., D. JESTAZ, E. S. PHELPS et G. ZOEGA, 2000 : « Roots of the recent Recoveries : Labor Reforms or Private-Sector Forces ? », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1.

FREEMAN R. et J. PELLETIER, 1990 : « The Impact of Industrial Relations Legislation on British Union Density », *British Journal of Industrial Relations*, n° 28(2).

GORDON R.J., 1997 : « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1.

LAYARD R., S. NICKELL et N. JACKMAN, 1991 : *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

L'HORTY Y. et C. RAULT, 2001 : « Why is French Unemployment so high : an Estimation of the WS-PS model » , *Document de recherche de l'EPEE*, n° 01-18, Université d'Evry.

L'HORTY Y. et N. SOBCZAK, 1996 : « Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale », *Document de travail de la Direction de la Prévision*, n° 96-7.

L'HORTY Y. et N. SOBCZAK, 1997 : « Les déterminants du chômage d'équilibre : estimation d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles Françaises », *Économie et Prévision*, n° 127, pp. 101-117.

LINDBECK A., 1993 : *Unemployment and Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge.

LIPSEY R., 1960 : « The Relation bewteen Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A further analysis », *Economica*.

MANNING A., 1993 : « Wage bargaining and the Phillips Curve : The indentification and specification of aggregate wage equations », *The Economic Journal*, n° 103, janvier, pp. 98-118.

MELLIS C. et A. E. WEBB, 1997 : « The United Kingdom NAIRU : Concepts, Measurement and Policy Implications », *OCDE Economics Department Working papers*, n° 144.

OCDE, 1994 : « Le chômage et les prestations sociales » *in L'étude de l'OCDE sur l'emploi*, vol. 2, Paris.

OCDE, 1997 : « Négociation collective et performance économique », *Perspective de l'emploi*, chapitre 3, juillet.

PASSET O. et D. JESTAZ, 1998 : « Flexibilité et performances comparées des marchés du travail dans les pays de l'OCDE », *Institut de Recherche Économiques et Sociales*.

PISANI-FERRY J., 2000 : *Plein emploi*, Rapport du CAE, La Documentation française.

RICHARDSON P., L. BOONE, C. GIORNO, M. MEACCI, D. RAE et D. TURNER, 2000 : « The concept, policy use and measurement of structural unemployment : estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries », *OCDE Economics Department Working Papers*, n° 250.

SAMUELSON P. A. et R. M. SOLOW, 1960 : « Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy », *American Economic Review*, mai.

SARGAN J. D., 1964 : « Wage and Prices in the United Kingdom : a Study in Econometric methodology » in P. Hart, G. Mills et J. K. Whittaker ed., *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London, Butterworths.

SOSKICE D., 1990 : « Wage determination : the changing role of institutions in advanced industrialized countries », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 6, pp. 36-61.

STERDYNIAK H., H. LE BIHAN, P. COUR et H. DELESSY, 1997 : « Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l'OFCE*, n° 60, janvier.

TYRVÄINEN T., 1995 : « Real Wage Resistance and Unemployment : Multivariate Analysis of Cointegration Relations in 10 OECD countries », *OECD Jobs Study Working Paper Series*, n° 10.

ANNEXES : Résultats des estimations de la boucle prix-salaire

AI. Équations de salaire « standards »

Pays		c_1	L	a(L)	b_1	b_2	L	d(L)	L	e(L)	Dummies	R^2	SEE	DW
Allemagne	Trim. : 70 : 1-94 : 4	0,0069	0	1,02	– 0,38	– 0,66	0	0,51	1	0,32	D84 : 2	0,64	0,73 %	2,18
		(**1,7**)		(4,17)	(2,25)	(1,88)	1	(5,51)		(2,58)	D84 : 3			
	Trim. : 70 : 1-94 : 4	0,007	0	1*	– 0,38	– 0,65	0	0,51	1	0,32	D84 : 2	0,64	0,73 %	2,18
		(4,09)			(3,62)	(2,16)	1	(5,5)		(2,6)	D84 : 3			
États-Unis	Trim. : 70 : 1-99 : 4	0,0077	0	1,04	– 0,492	—	0	0,522		—	—	0,57	0,46 %	1,69
		(3,3)	6	(11,6)	(3,2)		6	(3,2)						
	Trim. : 70 : 1-99 : 4	0,0077	0	1*	– 0,454	—	0	0,4972		—	—	0,57	0,46 %	1,69
		(3,3)	6		(3,4)		6	(3,2)						
France	Trim. : 70 : 1-98 : 3	0,022	1	0,769	– 0,687	—	0	0,159		—	D82 : 1-82 : 2	0,93	0,34 %	**0,97**
		(11,1)	3	(17)	(11,8)		2	(2,2)			D82 : 3			
Pays-Bas	Trim. : 70 : 1-96 : 4	0,0086	0	0,865	– 0,375	—	4	0,187		—	—	0,63	0,7 %	2,11
		(1,65)	2	(3)	**(1,7)**		7	(2,1)						
	Trim. : 70 : 1-96 : 4	0,0054	0	1*	– 0,242	—	4	0,168		—	—	0,6	0,72 %	2,14
		(2,74)	2		(2,22)		7	(1,93)						
Royaume-Uni	Trim. : 70 : 1-99 : 2	0,0099	0	0,945	– 0,159	—		—		—	Drevenu[1]	0,63	0,94 %	1,78
		(3,2)	3	(12,1)	**(1,4)**						D75 : 2			
	Trim. : 70 : 1-99 : 2	0,008	0	1*	– 0,105	—		—		—	—	0,62	0,96 %	1,80
		(4,4)	3		**(1,1)**									

Pays		c_1	L	a(L)	b_1	b_2	L	d(L)	L	e(L)	Dummies	R^2	SEE	DW
Espagne	Ann. : 1970-1998	0,039 (4,17)	0	1*	– 0,15 (2,57)	—		—		—	—	0,82	2,5 %	1,7
Pays-Bas	Ann. : 1970-1996	0,0196 (1,47)	0	1,02 (7,1)	– 0,28 (1,96)	—	1	0,396 (2,33)		—	—	0,9	1,3 %	1,39
	Ann. : 1970-1996	0,021 (2,5)	0	1*	– 0,27 (2,35)	—	1	0,41 (2,6)		—	—	0,9	1,3 %	1,39

Notations : DW : Statistique de Durbin-Watson ; SEE : Standard Error of Estimate (écart-type des résidus) ; R^2 centré ; t de Student entre parenthèses.
* : la restriction $a(1) = 1$ n'est pas rejetée.
1. Drevenu est calibrée de façon à prendre en compte les politiques de revenu de « stop and go » des années 1970 : 2 de 72 : 4 à 73 : 1, 0 de 73 : 2 à 73 : 3, - 1 de 73 : 4 à 74 : 2, - 4 de 74 : 3 à 75 : 2, 2 de 75 : 3 à 76 : 2, 3 de 76 : 3 à 77 : 2, 2 de 77 : 3 à 78 : 2, 1 de 78 : 3 à 79 : 2, et 0 sinon.

Le modèle estimé se compose de 4 équations. Nous reprenons les mêmes notations que dans le texte. Par contre, les coefficients peuvent ici être de signe négatif.

(4.1) $\Delta w = c_1 + a(L)\Delta p_c + b_1 U + b_2(U - U_1) + d(L)\Delta \pi + e(L)\Delta (p_V - p_c) + \sum_{w=1}^{n} \alpha_w Zk_w$

(4.2) $\Delta p_c = n_1(L)\Delta p_V + n_2(L)\Delta p_I$

(4.3) $P_d = \left(\beta_1 . \frac{W.(1+T_{cr})}{\Pi} + \beta_2 . \frac{UCC}{Y} + \beta_3 . T_{INV} \right)$

(4.4) $\Delta p_V = \beta(L)\Delta p_d + \mu\left(p_{V_{-1}} - p_{d_{-1}}\right) + \beta_4(L)\Delta p_I$

A2. Hystérèse

Pays		c_1	a(L)		b_1	b_2	d(L)		e(L)		i(L)	Statistiques		
			L				L		L			R^2	SEE	DW
Allemagne	Trim. : 77 : 3-94 : 4	0,009	0	1*	$0,73^{LD}$	$-0,93^{CD}$	0	0,49	1	0,66	—	0,66	0,6 %	2,3
		(2,5)			(1,16)	(2,18)	1	(1,7)		(3,85)				
	Trim. : 77 : 3-94 : 4	0,008	0	1*	$-0,55^{CD}$	—	0	0,437		—	—	0,65	0,61 %	2,2
		(2,32)	2		(2,01)		1	(4,06)						
	Trim. : 70 : 1-94 : 4	0,0064	0	1*	$-0,29^{U}$	$-1,55^{CD1}$	0	0,48	1	0,43	—	0,69	0,72 %	2,4
		(3,47)	2		(2,53)	(3,04)	1	(4,67)		(2,67)				
Royaume-Uni	Trim. : 70 : 1-98 : 4	– 0,026	0	0,58	_	$-0,66^{CD1}$		_		_	0,105	0,75	0,78 %	1,96
		(4,3)	3	(5,3)		(4)					(5,4)			

Notations : i(L) : taux de syndicalisation ; CD : taux de chômage de court terme (durée inférieure à un an) ; LD : taux de chômage de long terme (durée supérieure à un an) ; U : taux de chômage ; $CD1 = U - \sum_{i=1}^{n} \lambda_{-i} U_{-i}$ avec $\sum_{i=1}^{n} \lambda_{-i} = 1$ (Royaume-Uni i = 20, Allemagne i=5).

A2.1. Non linéarité

Pays		c_1	a(L)		b_1	b_2	d(L)		e(L)		g(L)	Statistiques		
			L				L		L			R^2	SEE	DW
Allemagne	Trim. : 70 : 1-94 : 4	– 0,006 (3,8)	0	1*	– 0,003^{log} (3,91)	—		0,58 (5,6)		0,31 (2,65)	—	0,61	0,76 %	2,10
France	Trim. : 70 : 1-98 : 3	– 0,031 (10,9)	0 3	0,85 (22,6)	– 0,0094^{log} (11,2)	—		0,121 **(1,8)**		—	0,0948 (2,8)	0,94	0,31 %	1,14
Pays-Bas	Trim. : 70 : 1-96 : 4	– 0,019 (4,55)	0 4	1*	– 0,086^{log} (5,43)	—		—		—	—	0,66	0,70 %	2,10

Notations : $g(L)$: salaire minimum ; log : logarithme du taux de chômage.

A3. Équation de salaire avec salaire minimum et taux de cotisations employeurs

Pays		c_1	a(L)		b_1	b_2	d(L)		e(L)		f(L)		g(L)	Statistiques		
			L				L		L		L			R^2	SEE	DW
Allemagne	Trim. : 70 : 1-94 : 4	0,0076 (4,43)	0 2	1*	– 0,40 (3,97)	– 0,40 **(1,42)**	0 1	0,57 (6,4)	0	0,27 **(1,69)**	0	– 0,17 (3,05)	—	0,64	0,73 %	2,3
Espagne	Ann. : 1970-1998	0,051 (6,2)	0	1*	– 0,21 (4,25)	—		—		—	0	– 0,84 (4,09)	—	0,88	2,1 %	1,4
France	Trim. : 70 : 1-98 : 3	0,0196 (10,5)	1 3	0,794 (17,6)	– 0,62 (11,2)	—	0 2	0,135 (1,9)		—	0 1	– 0,329 (2,3)	0,112 (3,5)	0,95	0,3 %	1,12
Pays-Bas	Trim. : 70 : 1-96 : 4	0,0081 **(1,62)**	0 2	0,846 (2,71)	– 0,317 **(1,5)**	—	4 7	0,187 **(1,84)**		—		—	0,123 (3,15)	0,68	0,65 %	2,21
Royaume-Uni	Trim. : 70 : 1-99 : 2	0,0094 (5)	0 3	1*	– 0,177 **(1,75)**	—		—		—	0	– 0,836 (2,7)	—	0,63	0,95 %	1,84

Notations : $f(L)$: taux de cotisations sociales employeurs ; $g(L)$: salaire minimum.

A4. Équation de salaire avec variables concernant la négociation salariale

Pays		c_1	a(L)		b_1	b_2	d(L)		g(L)	i(L)	$j(L)^1$	k(L)	Statistiques		
			L				L						R^2	SEE	DW
Royaume-Uni	Trim. : 70 : 1-98 : 4	– 0,006 **(1,1)**	0 3	0,607 (7,4)	– 0,302 (2,4)	—		—	—	$0,066^N$ (3,8)	—	—	0,73	0,79 %	1,85
	Trim. : 70 : 1-98 : 4	0,005 (2)	0 3	1*	– 0,144 **(0,7)**	—		—	—	$0,102^V$ **(1,5)**	—	—	0,63	0,95 %	1,81
	Trim. : 70 : 1-98 : 4	0,0086 (2,9)	0 3	0,828 (11,2)	– 0,159 **(1,4)**	—		—	—	—	$0,0116^N$ (2,96)	—	0,69	0,87 %	1,87
	Trim. : 70 : 1-99 : 2	– 0,003 (0,5)	0 3	0,843 (8,4)	– 0,134 **(1,2)**	—		—	—	—	—	$0,052^N$ (3)	0,68	0,88 %	1,88
Pays-Bas	Ann. : 1970-1996	0,021 (2,6)	0	1*	– 0,23 (2,19)	—	1	0,29 (1,86)	—	—	—	$0,27^V$ (1,8)	0,91	1,20 %	1,44

Notations : $g(L)$: salaire minimum ; $i(L)$: taux de syndicalisation ; $j(L)$: conflits du travail ; $k(L)$: taux de remplacement ; N : variable intervenant en niveau ; V : variable intervenant en variation.
1. Nombre de jours perdus pour cause de grève par employé (lissage de la série annuelle grâce à une moyenne mobile 5, puis trimestrialisation sous AREMOS option Lagrange).

A5. Équation de salaire avec « toutes » les variables institutionnelles

Pays		c_1	L	a(L)	b_1	b_2	d(L)	e(L)		f(L)		g(L)	i(L)	Statistiques		
								L		L				R^2	SEE	DW
Allemagne = Hystérèse (A2)	Trim. : 70 : 1-94 : 4	0,0064 (3,47)	0 2	1*	$-0,29^{U}$ (2,53)	$-1,55^{CD1}$ (3,04)	0,48 (4,67)	1	0,43 (2,67)		—	—	—	0,69	0,72 %	2,4
France	Trim. : 70 : 1-98 : 3	– 0,0306 (10,9)	1 3	0,875 (23,2)	$-0,0092^{log}$ (11,2)	—	0,118 **(1,81)**		—	0 1	– 0,331 (2,6)	0,0979 (3)	—	0,95	0,298 %	1,18
Espagne = taux de cotisations employeurs (A3)	Trim. : 70 : 1-98 : 3	0,051 (6,2)	0	1*	– 0,21 (4,25)	—	—		—		– 0,83 (4,09)	—	—	0,88	2,1 %	1,4
Royaume-Uni	Trim. : 70 : 1-98 : 4	– 0,024 (4,2)	0 3	0,64 (5,8)	—	$-0,64^{CD1}$ (3,8)	—		—		– 0,564 **(1,82)**	—	0,11 (6,6)	0,75	0,77 %	1,97
Pays-Bas = non linéarité (A2.1)	Trim. : 70 : 1-98 : 4	– 0,019 (4,55)	0 4	1*	$-0,0086^{log}$ (5,43)	—	—		—		—	—	—	0,66	0,70 %	2,10

Notations : f(L) : taux de cotisations employeurs ; g(L) : salaire minimum ; i(L) : taux de syndicalisation ; log, CD1, U : voir tableau A2 et A21.

B. Équations de prix de consommation

Pays	Période d'estimation	$n_1(L)\Delta p_v$		$n_2(L)\Delta p_i$		Statistiques		
		L		L		R^2	SEE	DW
Allemagne*	Trim. : 1970 : 1-1994 : 4	0-4	0,84 (40,3)	0-3	0,16 (7,9)	0,51	0,4 %	2,1
Espagne*	Annuel : 1970-1998	0	0,916 (119)	0	0,084 (10,83)	0,99	0,4 %	1,2
Etats-Unis*	Trim. : 1970 : 1-1999 : 4	0-3	0,9455 (112,2)	0	0,0545 (6,5)	0,9	0,19 %	1,16
France*	Trim. : 1970 : 1-1998 : 3	0-1	0,879 (74,2)	0-1	0,121 (10,2)	0,9	0,33 %	2,3
Pays-Bas*	Trim. : 1970 : 1-1996 : 4	0-4	0,905 (3,85)	0-1	0,095 (3,8)	0,50	0,65 %	2,35
Royaume-Uni*	Trim. : 1970 : 1-1999 : 2	0-1	0,913 (61,4)	0	0,0867 (5,8)	0,84	0,55 %	2,07

* : La restriction $n_1(1) + n_2(1) = 1$ n'est pas rejetée.

C. Équations de prix de valeur ajoutée

Pays		$\beta(L)$		μ	β_1	β_3	β_2	$\beta_4(L)$		Dummies	Statistiques		
		L					β_5	L			R^2	SEE	DW
Allemagne	Trim. : 70 : 1-94 : 4	0	0,24 (8,1)	– 0,072 (4,8)	1,51 (17,3)	0,91 (2,7)	—		—	—	0,44	0,43 %	1,97
Espagne	Ann. : 1970-1998	0 1	0,684 (5,74)	– 0,21 (2,7)	2,4 (2,7)	—	n.a.		—	—	0,92	1,4 %	1,22
Etats-Unis	Trim. : 70 : 1-99 : 4	0	0,442 (8,83)	– 0,08 (3,7)	1,99 (11,5)	—	—	1 5	0,09 (4,3)	—	0,71	0,35 %	1,83
France	Trim. : 70 : 1-98 : 3	0	0,288 (5,4)	– 0,106 (8,9)	1,679 (21,5)	0,872 (2,8)	—		—	—	0,84	0,41 %	1,47
Pays-Bas	Trim. : 70 : 1-96 : 4	0	0,419 (2,79)	– 0,123 (3,4)	1,54 (5,78)	1,417 (2,1)	—		—	—	0,32	1,78 %	2,77
Royaume-Uni	Trim. : 70 : 1-99 : 2	0 1	0,442 (7,6)	– 0,134 (6,8)	1,75 (21,2)	0,589 **(1,54)**	—		—	D732741 D793	0,81	0,67 %	2,3

Notations : β_5 : taux d'utilisation des capacités de production ; n.a. : donnée non disponible.