

Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches *

Henri Sterdyniak, Hervé Le Bihan

Département d'économétrie de l'OFCE

Philippine Cour, Henri Delessy

CEPII

Dans chaque pays, en raison des caractéristiques des négociations salariales et du fonctionnement du marché du travail, il existe un niveau de chômage d'équilibre, en deçà duquel apparaissent des hausses de salaires excessives, donc une hausse de l'inflation. Deux approches rivales ont été développées pour définir et évaluer le taux de chômage d'équilibre. Selon la courbe de Phillips, d'inspiration empirique et macroéconomique, le taux de chômage d'équilibre de long terme (le NAIRU) n'est influencé que par l'évolution tendancielle de la productivité du travail ; il est relativement stable ; la politique économique ne peut guère le faire diminuer. Le ralentissement de la productivité explique une part importante de la hausse des taux de chômage d'équilibre en Europe ; cependant, ceux-ci sont actuellement nettement inférieurs aux taux de chômage effectif. Selon les « nouvelles théories du chômage », d'inspiration microéconomique et théorique, le taux de chômage d'équilibre, obtenu par l'intersection des courbes WS et PS, dépend de toutes les variables qui jouent sur la formation des prix et des salaires (taux de cotisations sociales, termes de l'échange, taux d'intérêt, salaire minimum, poids des syndicats, taux des prestations chômage, etc.) ; il est donc influencé par la politique économique et varie au cours du temps ; le taux de chômage effectif reste toujours proche du taux de chômage d'équilibre. Toutefois, l'existence et les déterminants d'un salaire réel cible postulé par cette approche posent de délicats problèmes théoriques et empiriques. Au vu d'un survol des travaux empiriques existants et de nos propres estimations réalisées, la robustesse des « nouvelles approches » n'est pas établie. Le cadre d'analyse associé à la courbe de Phillips traditionnelle nous paraît conserver toute sa pertinence.

La quasi-totalité des études de macroéconomie appliquée s'accordent pour considérer que, dans chaque pays, en raison des caractéristiques des négociations salariales et du fonctionnement du marché du travail, il

* Cet article s'appuie sur les travaux réalisés par Hélène Baudchon, Philippine Cour, Henri Delessy, Hervé Le Bihan, Olivier Passet, Christine Riffart et Henri Sterdyniak pour le rapport destiné au Bureau international du travail : « Croissance potentielle et emploi ».

existe un niveau de chômage d'équilibre ¹, en deçà duquel apparaissent des hausses de salaires excessives, donc une hausse de l'inflation. La production est limitée par le chômage d'équilibre, qui fixe une borne aux objectifs que peut se donner la politique économique quant au plein-emploi. Si cette notion ne pose pas problème aux Etats-Unis, où la stabilité du taux de chômage d'équilibre est *grosso modo* compatible avec les faits, elle est plus problématique en Europe où la dérive du taux de chômage depuis 1973 remet en cause la notion de chômage d'équilibre : celui-ci a-t-il fortement augmenté en Europe ? quels sont les facteurs explicatifs de cette hausse ? va-t-elle se poursuivre ? les mécanismes de retour à l'équilibre sont-ils particulièrement lents à opérer ? ou totalement inexistantes ?

Sur le plan théorique, il existe deux approches rivales pour définir et évaluer le taux de chômage d'équilibre :

— la courbe de Phillips est fondée sur une relation macroéconomique et empirique selon laquelle le niveau du chômage fait baisser le taux de croissance du salaire.

— les nouvelles théories du chômage dérivent de bases théoriques et microéconomiques une relation décroissante entre le niveau du chômage et le niveau du salaire réel.

Ces deux approches conduisent à des conclusions contrastées. Selon la courbe de Phillips, le taux de chômage d'équilibre de long terme n'est influencé que par l'évolution tendancielle de la productivité du travail ; il est relativement stable ; la politique économique ne peut guère le faire diminuer ; le taux de chômage européen est actuellement fortement au-dessus du taux d'équilibre. Selon les nouvelles théories du chômage, le taux de chômage d'équilibre dépend de toutes les variables qui jouent sur la formation des prix et des salaires (taux de cotisations sociales, termes de l'échange, taux d'intérêt, salaire minimum, taux des prestations chômage, etc...) ; il est donc influencé par la politique économique et varie au cours du temps ; le taux de chômage effectif reste toujours proche du taux de chômage d'équilibre. Il est donc important de bien discriminer entre ces deux théories tant sur le plan théorique que sur le plan empirique ².

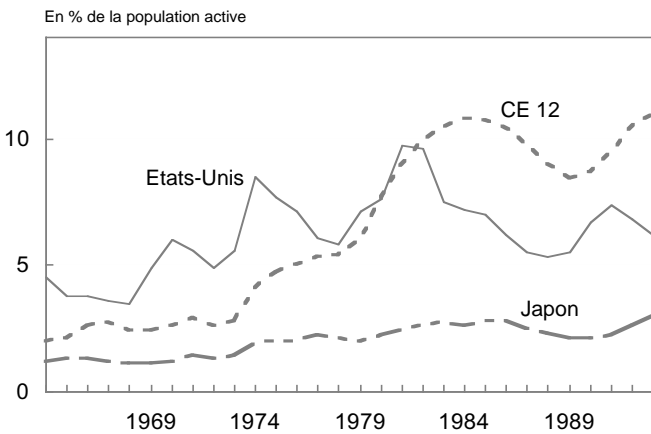
Après un bref rappel des faits principaux concernant l'évolution du chômage dans les pays de l'OCDE, ces deux approches sont développées et discutées dans les deux parties suivantes. Des éléments empiriques de confrontation sont présentés ensuite.

1. Nous utiliserons cette expression relativement neutre et large pour remplacer les termes de « taux de chômage naturel », de *NAIRU*, ou de *NAWRU*, que l'on trouve dans la littérature. Nous réservons le terme de *NAIRU* à la théorie du taux de chômage d'équilibre fondée sur la courbe de Phillips.

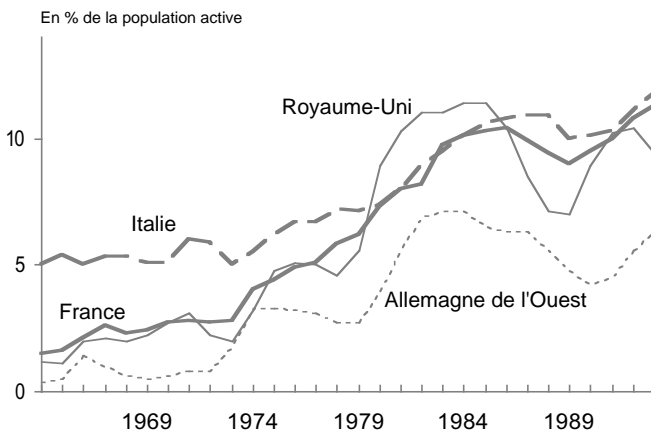
2. Le lecteur trouvera dans Cotis et *alii* (1996) une autre confrontation de ces deux approches, plus favorable aux « nouvelles théories » que le présent article. Les conséquences macroéconomiques de ces deux approches en ce qui concerne la théorie de l'inflation, du salaire réel et du chômage sont discutées dans Debonneuil et Sterdyniak (1984), qui les nommaient modèle P (pour Phillips) et modèle N (pour équation de salaire en Niveau).

Un regard sur l'évolution du chômage, de l'inflation, de la répartition depuis 1965

Le fort contraste entre le profil temporel respectif des taux de chômage américain, japonais et européen est attesté par le graphique 1.a. Aux Etats-Unis, depuis le début des années soixante, le taux de chômage accuse de fortes fluctuations cycliques. Ses pics reflètent les différentes récessions : 1970, 1974-75, 1982, 1991. Dans chaque cas, le taux de chômage baisse lors de la reprise ultérieure jusqu'à un niveau proche de 5 %. Le taux de chômage japonais demeure très faible (inférieur à 3 %) tout au long de la période. Il connaît cependant une tendance lentement ascendante, de 1 % environ à la fin des années soixante, à 3 % à la fin des années quatre-vingt-dix.



1. taux de chômage
(a)



(b)

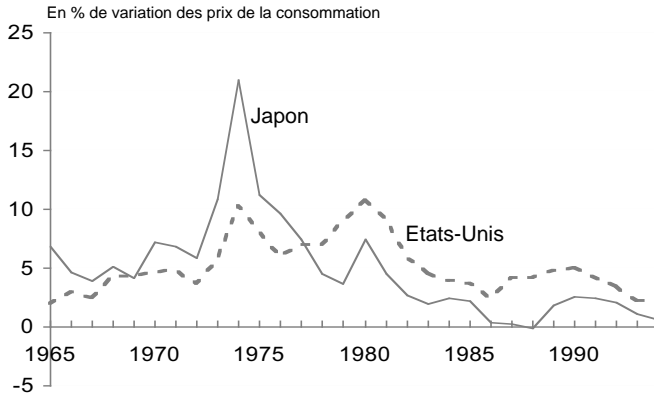
Source : Commission européenne (1995).

En Europe, la chronique du chômage porte la marque des fluctuations de l'activité : forte montée après la récession de 1975, recul pendant l'embellie de 1986-1991. Cependant les améliorations conjoncturelles ne semblent qu'infléchir temporairement une hausse inscrite dans la longue période. Ainsi, en 1990, au point haut du cycle, le chômage de la Communauté Européenne ne redescend-il qu'au niveau de 8,4 %. La hausse du taux de chômage est largement simultanée dans les grands pays européens (graphique 1.b).

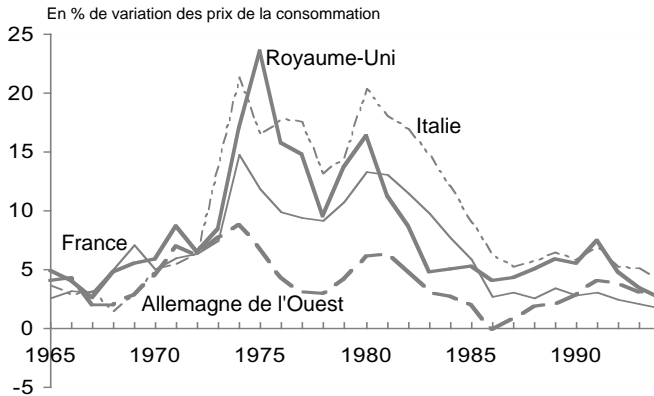
Les profils des courbes d'inflation (graphiques 2) sont relativement similaires : forte poussée d'inflation après le premier choc pétrolier ; repli dans les années quatre-vingt sous l'effet de la mise en œuvre de politiques désinflationnistes puis du contre-choc pétrolier ; légère reprise de l'inflation en 1989-90, en raison de l'épuisement des effets du contre-choc pétrolier et de la reprise économique ; très bas niveau enfin depuis 1992. Cependant, le moindre degré d'ouverture de son économie atténue l'ampleur des chocs inflationnistes aux Etats-Unis. Les répercussions

2. Inflation

a)



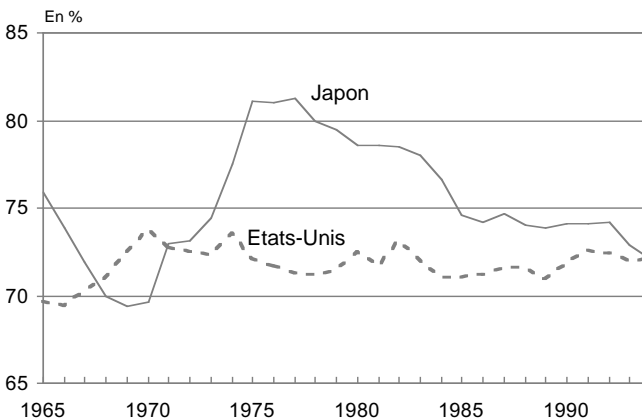
b)



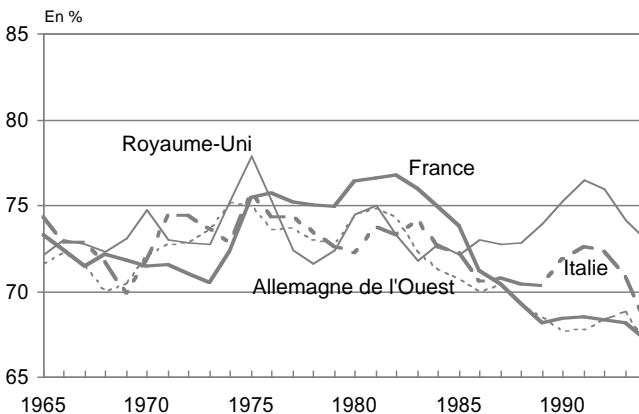
Source : Commission européenne (1995).

nominales des deux chocs pétroliers au Japon sont très asymétriques : alors que les salaires augmentent de près de 26 % en 1974, leur hausse est limitée à 6 % en 1979. En Europe, l'Allemagne se singularise jusqu'en 1990 par un rythme d'inflation très sensiblement inférieur à celui des autres grands pays.

Le chômage d'équilibre garantit la stabilité de la répartition des revenus (encadré 1). Cette dernière a évolué de façon variée selon les pays (graphiques 3). Aux Etats-Unis, la part des salaires dans le PIB fluctue peu. En Europe continentale et au Japon, elle augmente de plusieurs points entre le début des années soixante-dix et le début des années quatre-vingt. Puis elle fléchit à partir de 1982, diminue fortement lors du contre-choc pétrolier, puis connaît une lente dérive à la baisse. Toutefois, le Royaume-Uni se singularise par des fluctuations marquées de la part des salaires, sans rupture à la baisse dans les années quatre-vingt.



3. Part des salaires dans le PIB
(a)



(b)

Source : Commission européenne (1995).

Cette évolution suscite deux réflexions contradictoires : la baisse importante de la part des salaires dans la valeur ajoutée semble indiquer que l'Europe se situe maintenant au-delà du taux de chômage naturel et que les discours sur la rigidité des salaires réels ou l'excès de salaire (le *wage-gap*) ne sont plus d'actualité ; en sens inverse, le dynamisme de la croissance ne semble pas retrouvé ; le cercle vertueux, rétablissement des profits — essor de l'investissement — hausse de l'emploi, ne s'est pas enclenché.

De la courbe de Phillips au *NAIRU*

Le concept de courbe de Phillips rassemble des travaux d'inspiration macroéconomique et empirique. Ceux-ci ont deux caractéristiques essentielles :

— ils visent à décrire les négociations salariales qui s'effectuent période après période en termes de taux de croissance des salaires nominaux. C'est cette variable qui est considérée comme un comportement endogène dont les déterminants doivent être explicités.

— ils reconnaissent le fait que les processus de négociations salariales diffèrent d'un pays à un autre (et, même d'une période à une autre) selon les pratiques institutionnelles : force des syndicats ; négociations par entreprises, par branches ou au niveau national ; règles implicites ou explicites d'indexation ; intervention de l'Etat. Les équations de détermination des salaires peuvent donc différer dans l'espace et le temps.

Le *NAIRU*, taux de chômage compatible avec un taux d'inflation constant

Dans l'approche fondée sur la courbe de Phillips, et sous l'hypothèse d'une parfaite indexation des salaires aux prix à long terme, il existe un seul taux de chômage compatible avec un taux d'inflation constant. Ce taux dit *NAIRU* (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) résulte de la dynamique de la boucle prix-salaires (encadré 1). D'un côté, les hausses de salaires obtenues par les salariés à chaque période sont d'autant plus fortes que le chômage est faible : l'impact du chômage sur les hausses de salaires reflète à la fois des phénomènes de marché (en période de faible chômage, les entreprises doivent offrir des salaires plus élevés pour attirer et retenir les travailleurs) et le résultat des négociations salariales (les travailleurs sont d'autant plus combatifs que leur emploi est peu menacé). De l'autre, les entreprises fixent leurs prix sur la base du coût salarial unitaire de production : à moyen terme, la hausse des prix est égale à celle des salaires après déduction des gains tendanciels de productivité du travail. Il existe alors un seul taux de chômage, le *NAIRU*, qui assure que le coût salarial réel croît au même rythme que la productivité, et donc que l'inflation et le partage de la valeur ajoutée entre entreprises et salariés sont stables. Un taux de chômage inférieur (supérieur) au *NAIRU* provoque par une hausse (baisse) continue du taux

d'inflation et de la part des salaires dans la valeur ajoutée. En cas d'indexation imparfaite des salaires sur les prix (due à la faiblesse des syndicats qui ne réussissent pas à obtenir le maintien du pouvoir d'achat ou, au contraire, à la centralisation des négociations salariales qui fait que les syndicats prennent en compte des objectifs macroéconomiques) le *NAIRU* est une fonction décroissante du taux d'inflation.

1. La courbe de Phillips : de l'arbitrage inflation-chômage au *NAIRU*

La courbe de Phillips élémentaire et l'arbitrage inflation-chômage

A l'origine, la courbe de Phillips est une corrélation empirique négative entre la croissance du salaire nominal et le taux de chômage (Phillips, 1958) :

$$(1) \quad \dot{w} = a - bU$$

Cette relation, justifiée par l'influence des déséquilibres du marché du travail sur les revendications salariales (Lipsey, 1959), suppose que les négociations salariales aient lieu en terme nominal et non en terme réel. Un arbitrage entre inflation et chômage est alors possible. En effet, dans l'hypothèse la plus simple, les entreprises fixent leur prix en appliquant un taux de marge constant au coût salarial unitaire : $p = m(1 + t_c)wm$, avec t_c : taux de cotisations employeurs. D'où, à moyen terme :

$$(2) \quad \dot{p} = \dot{w} - \dot{\pi}$$

où \dot{p} est la variation des prix et $\dot{\pi}$ celle de la productivité du travail.

La boucle prix-salaire fournit une relation entre le chômage, l'inflation et les gains de productivité :

$$(3) \quad a - bU = \dot{p} + \dot{\pi}$$

Le niveau du chômage d'équilibre dépend de l'objectif retenu pour l'inflation. Les autorités peuvent choisir durablement plus de chômage et plus d'inflation (Samuelson et Solow, 1960).

Le NAIRU et la disparition de l'arbitrage inflation-chômage à long terme

Friedman (1968) récuse ce schéma et reformule la courbe de Phillips en y introduisant les anticipations d'inflation. Selon une autre interprétation, plus proche des pratiques des négociations salariales et des résultats économétriques, les salaires sont indexés sur l'évolution passée des prix. Toutefois, ces deux interprétations donnent des résultats similaires pour le moyen terme. L'indexation au moins partielle des salaires sur l'inflation anticipée ou observée, aboutit à la courbe de Phillips dite « augmentée » :

$$(4) \quad \dot{w} = a - bU + \lambda p^a$$

où λ est le taux d'indexation des salaires sur les prix, $0 \leq \lambda \leq 1$, et p^a l'inflation anticipée ou observée.

Combinée à l'équation de prix (2), cette relation conduit à :

$$(5) \quad a - bU = \dot{p} - \lambda p^a + \dot{\pi}$$

A long terme, la relation inflation-chômage devient :

$$(6) \quad a - bU = (1 - \lambda) p^a + \dot{\pi}$$

L'arbitrage inflation-chômage ne reste possible à long terme que si l'indexation est incomplète. Dans ce cas, on ne peut pas définir un taux de chômage d'équilibre. Cependant, si les autorités se fixent un objectif d'inflation, un seul taux de chômage permet de l'atteindre ; ce taux d'équilibre dépend alors de l'objectif d'inflation.

Dans le cas où l'indexation est complète à long terme, il existe un taux de chômage d'équilibre, indépendamment du taux d'inflation :

$$(7) \quad \bar{U} = \frac{a - \pi}{b}$$

Ce taux de chômage stabilise le taux d'inflation. En effet, d'après (2), (4) et (8) :

$$(8) \quad \dot{p} - \dot{p}_a = b(\bar{U} - U)$$

Si le chômage est égal à son niveau d'équilibre, inflation effective et inflation passée (ou anticipée) coïncident et il n'y a ni accélération ni décélération de la hausse des prix et des salaires. Le taux de chômage d'équilibre est donc aussi qualifié de *NAIRU* (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) ou encore de *NAWRU* (*Non Accelerating Wage Rate of Unemployment*).

Inversement, un « surchômage » transitoire est nécessaire, soit pour faire baisser un taux d'inflation excessif, soit à la suite d'un choc d'offre (\dot{a}). Le surplus de chômage nécessaire pour passer du taux d'inflation initial \dot{p}_1 au taux d'inflation objectif \dot{p}_0 vaut :

$$(9) \quad U - \bar{U} = \frac{a + (\dot{p}_0 - \dot{p}_1)}{b}$$

Les facteurs qui influencent l'évolution du NAIRU :

Le *NAIRU* dépend en premier lieu des exigences des salariés donc des caractéristiques structurelles de la négociation salariale, notamment de la sensibilité (b) des salaires aux déséquilibres du marché du travail. Par ailleurs, d'après (7), un ralentissement des gains de productivité engendre une hausse du chômage d'équilibre.

D'autres facteurs que le chômage peuvent être pris en compte dans les négociations salariales. En particulier une partie des gains de productivité peut être distribuée aux salariés. L'équation de salaires devient :

$$(1\text{bis}) \quad \dot{w} = a - bU + v\pi$$

où v est la part des gains de productivité revenant aux salariés, $0 \leq v \leq 1$.

Et le *NAIRU* vaut :

$$(7\text{bis}) \quad \bar{U} = \frac{a - (1 - v)\pi}{b}$$

Les estimations empiriques des courbes de Phillips montrent que les gains de productivité ne sont que partiellement répercutés dans les salaires ; le *NAIRU* dépend donc des gains de productivité.

Le *NAIRU* est d'autant plus élevé que les revendications salariales sont fortes en regard des gains de productivité (ceci étant mesuré par la constante de l'équation de salaire) et que la sensibilité des salaires au taux de chômage est faible. Ces caractéristiques structurelles de la négociation salariale sont résumées sommairement, par les quelques paramètres estimés de la courbe de Phillips. Le *NAIRU* est ainsi stationnaire par nature, sauf à admettre une dérive permanente des gains de productivité ou des termes de la négociation salariale. Il augmente cependant par palier, en cas de choc négatif durable sur la croissance de la productivité.

L'optique institutionnelle de la courbe de Phillips autorise à y faire figurer toutes les variables susceptibles d'influencer la croissance des salaires à travers des phénomènes de marché, l'intervention publique ou les négociations salariales. En particulier, la courbe de Phillips peut intégrer, dans certains pays, des variables représentant de façon explicite le partage de la valeur ajoutée entre salariés et entreprises, si celui-ci est pris en compte dans les négociations salariales : gains de productivité du travail, situation des entreprises, variation des termes de l'échange (les salariés acceptant une moindre indexation quand la hausse des prix est due à un choc extérieur, hausse du prix de l'énergie ou dévaluation). Elle peut intégrer les variations de la durée du travail (si la baisse de celle-ci s'accompagne de moindres revendications salariales). Elle peut intégrer les hausses du salaire minimum. Le taux de syndicalisation peut y représenter le degré d'organisation des salariés. Un fort niveau d'indemnisation du chômage peut rendre moins importante l'influence du taux de chômage. Enfin, l'évolution des salaires peut être influencée par la fiscalité : les entreprises chercheraient à compenser les hausses de taux de cotisations employeurs par une réduction des hausses de salaires ; au contraire, les salariés chercheraient à récupérer par des hausses de salaires les hausses de cotisations salariés ou même les hausses des impôts directs.

En ce qui concerne les prix, les entreprises répercutent en règle générale les hausses des prélèvements pesant sur elles, celles des prix des consommations intermédiaires, et éventuellement celle du taux de profit désiré résultant d'une augmentation des taux d'intérêt réels ou d'une accumulation plus forte. En économie ouverte, les indexations de salaire se font sur les prix à la consommation (qui incorporent les prix des importations) et les entreprises sont concernées par le prix du PIB (qui incorpore le prix des exportations) ; aussi, une dégradation des termes de l'échange se traduit-elle par un choc d'offre sur la boucle prix-salaire.

Cette spécification a deux conséquences importantes. Dans les modèles macroéconomiques keynésiens, avec courbe de Phillips à indexation unitaire et comportement de prix en niveau, l'équation de salaire détermine à long terme le taux de chômage ; l'équation de prix détermine la répartition, donc le salaire réel (Debonneuil et Sterdyniak, 1984). Il n'y a pas symétrie entre les entreprises et les salariés ; celles-ci réussissent à long terme à obtenir le niveau de marge désiré. Le salaire réel de long terme est égal au « salaire disponible », c'est-à-dire à la valeur ajoutée par tête amputée du taux de marge désiré des entreprises.

$$\text{Soit, } \frac{w}{p} = \frac{1}{(1 + t^e)(1 + m^d)} \frac{Y}{N}$$

où t_e est le taux de cotisations employeurs. Ce résultat est vrai même si le salaire disponible n'intervient en rien dans les négociations salariales.

Le marché du travail peut être frappé par trois types de chocs :

— une hausse des cotisations salariés se traduit directement par une baisse du salaire net. Si, comme le montre l'économétrie, les salaires bruts n'en sont pas affectés, le taux de chômage et l'inflation ne sont pas modifiés, à court comme à long terme.

— une baisse autonome du rythme tendanciel de croissance de la productivité du travail nécessite une hausse du *NAIRU* pour adapter la croissance du salaire réel à celle, ralentie, du salaire disponible. Cette hausse pourrait être limitée (ou même évitée) si les négociations salariales intégraient l'évolution de la productivité du travail dans les évolutions salariales. L'économétrie montre que cela n'est jamais totalement le cas, même si dans certains pays une indexation partielle apparaît.

— les chocs d'offre durables, mais ponctuels (hausse des charges pesant sur les entreprises, hausse du taux d'intérêt, hausse du prix de l'énergie, dégradation des termes de l'échange) ne modifient que *transitoirement* le *NAIRU*. De tels chocs provoquent une baisse du taux de marge des entreprises par rapport au niveau désiré ; celles-ci réagissent en augmentant leurs prix, ce qui dégrade la compétitivité, et en réduisant leurs investissements ; il en résulte une hausse du chômage qui fait diminuer progressivement le niveau du salaire réel, rétablit la situation des entreprises et ramène l'inflation à son niveau de référence. A terme, le choc est entièrement payé par les salariés. Aussi, à partir d'une situation déséquilibrée, peut-on définir deux notions de *NAIRU* : un *NAIRU* d'équilibre de long terme correspondant au niveau de chômage nécessaire pour aligner l'évolution des salaires sur celle de la productivité du travail ; un *NAIRU* de moyen terme, qui correspond au taux de chômage temporairement plus élevé nécessaire pour revenir à l'équilibre en N années (mais N est arbitraire). Si l'influence du chômage sur la croissance du salaire est faible (si le paramètre b de l'encadré 1 est petit), la hausse transitoire du *NAIRU* est importante. Soit, par exemple, un pays où le *NAIRU* de long terme est de 6 %, et où $b = 0,3$ (une hausse du chômage de 1 point réduit de 0,3 point le taux de croissance du salaire) ; faire passer le taux de cotisations employeurs de 40 à 41 % nécessite une baisse de 0,7 % du salaire disponible. Pour revenir à l'équilibre, il faut un surchômage cumulé de 2,4 % : il faut donc que le taux de chômage soit de 8,4 % durant 1 an, ou de 7,2 % durant 2 ans, ou de 6,8 % pendant 3 ans. Une telle hausse du chômage ne pourrait être évitée que si les travailleurs intégraient les exigences des entreprises dans leurs revendications salariales : il faudrait par exemple que les hausses de cotisations sociales ne portent que sur les cotisations salariés, mais aussi que les travailleurs acceptent des baisses de pouvoir d'achat en cas de hausse des taux d'intérêt réels ³.

Des critiques de la courbe de Phillips

La courbe de Phillips, donc le *NAIRU* et les conclusions économiques que l'on tire de son estimation, ont été la cible de diverses critiques théoriques ou économétriques :

1) sur le plan théorique :

— le fait que les salariés poursuivent un objectif en taux de croissance et non en niveau pour le salaire réel semble peu rationnel, mais, par ailleurs, on voit mal comment fonder un objectif en terme de salaire réel (voir section III).

3. Creel et Sterdyniak (1995) montrent qu'il faut aussi que l'Etat accepte une hausse du déficit et de la dette publics.

— plus généralement, ses fondements microéconomiques ne sont pas ou peu explicités⁴ ; c'est avant tout une relation observée à l'échelle macroéconomique. En sens inverse, on peut soutenir que la formation des salaires est foncièrement un processus macroéconomique ; les employeurs et les salariés tiennent compte de la situation globale de l'économie, et non de la situation de l'entreprise. Une firme n'accorde pas de fortes hausses de salaires parce que sa situation financière est bonne ou qu'elle réalise des gains importants de productivité.

— le *NAIRU* est difficile à interpréter car il repose sur des paramètres estimés économétriquement qui masquent les facteurs microéconomiques et institutionnels qui conditionnent la négociation salariale. Il serait préférable que ces facteurs interviennent explicitement. Le fait est que les modifications du taux de syndicalisation ou du niveau des prestations chômage ne semblent pas avoir influencé le mode de formation des salaires.

— enfin, selon certains auteurs, le *NAIRU*, estimé par une courbe de Phillips, ne rend pas suffisamment compte de la montée du chômage européen. Il faut admettre que celui-ci comporte une part importante de chômage keynésien, due à une demande durablement insuffisante. Mais, la croissance des salaires réels inférieure à celle de la productivité du travail, la baisse de la part salariale semblent montrer que cela est bien le cas.

Par exemple, Cotis et *alii* (1996) écrivent : « L'approche usuelle de la boucle prix-salaire fait preuve d'une assez grande robustesse et d'une efficacité certaine pour prévoir les évolutions salariales ; par contre, son pouvoir explicatif est des plus modestes en tant que théorie visant à rendre compte de l'évolution de long terme du chômage ». Mais, si effectivement, le taux de chômage français est supérieur au *NAIRU* depuis 1983, il est absurde de réclamer à la théorie du *NAIRU* de rendre compte de la hausse du taux de chômage sur les treize dernières années. Les auteurs sont victimes d'un présupposé théorique : la hausse du taux de chômage en France reflète une hausse du taux d'équilibre et non pas l'impact de déséquilibres macroéconomiques.

2) sur le plan économétrique :

— la courbe de Phillips repose cruciallement sur le résultat empirique que le *niveau* du taux de chômage explique le taux de croissance du salaire. Dans certains cas, la *variation* du chômage intervient également comme variable explicatrice supplémentaire (en particulier en Allemagne). Certains auteurs interprètent ce résultat comme une « *hystérèse partielle* » : les chômeurs de longue durée étant exclus du marché du travail n'influenceraient plus l'évolution des salaires (voir encadré 2). Les preuves empiriques de cette interprétation sont douteuse : l'équation n'est guère améliorée si on distingue les chômeurs de longue et de courte durée. Nous préférons retenir l'interprétation de Lipsey (1959) : l'évolution des salaires dépend aussi de l'évolution de l'emploi. Même en période de fort chômage, une hausse de l'emploi entraîne une certaine

4. Manning (1993) dérive cependant d'un modèle microéconomique de négociations salariales (voir section III) une équation de salaire très proche d'une courbe de Phillips augmentée.

hausse des salaires ; symétriquement, même avec un faible taux de chômage, une situation où les entreprises commencent à licencier n'est guère propice aux hausses de salaire. La présence de ce terme supplémentaire dans l'équation de salaire ne modifie pas la détermination du *NAIRU* de long terme : la croissance du chômage devient plus désinflationniste ; sa décline plus inflationniste. Par contre, au Royaume-Uni, seule la variation du taux de chômage, ou l'écart à une moyenne mobile de ce dernier, semble infléchir la croissance du salaire : dès lors, il n'est plus possible de définir un *NAIRU*. Reste à savoir s'il s'agit d'une caractéristique intrinsèque du marché du travail britannique ou si l'estimation de l'équation de salaire n'est pas perturbée par les nombreuses périodes de blocage des salaires puis par un changement de comportement dû à l'ère Thatcher.

2. Persistance et hystérèse du chômage : deux concepts distincts

Les mots de *persistance* ou *hystérèse* sont fréquemment utilisés pour qualifier la tendance du chômage européen à perdurer après un choc défavorable. Ces deux notions doivent cependant être distinguées.

La *persistance* du chômage désigne le fait que, après un choc défavorable, le *chômage effectif* ne revient que très lentement vers le *chômage d'équilibre*. La lenteur de cet ajustement s'explique par la persistance du choc lui-même et par l'insuffisance des mécanismes rééquilibrants. Cette persistance du chômage semble vérifiée en Europe.

L'*hystérèse* désigne le fait qu'après un choc, le chômage d'équilibre tend à augmenter avec le chômage effectif, même si le choc n'entraîne pas *ex ante* une hausse du chômage d'équilibre. La cause en serait qu'un chômage durablement élevé transforme une partie des exclus temporaires de l'emploi en exclus permanents (soit en dégradant objectivement leur capacité au travail, soit en les signalant défavorablement lors des procédures d'embauche) ; ceci réduit l'influence du chômage sur le salaire réel. Une autre explication serait que les travailleurs en place peuvent réclamer des salaires d'autant plus élevés qu'ils sont moins nombreux et donc se soucient moins du problème de l'emploi (voir section III).

Ainsi, alors que la *persistance* résulte du fonctionnement de l'ensemble de l'économie, l'*hystérèse* est liée au fonctionnement du marché du travail. L'hystérèse diffère donc de la persistance, mais la persistance génère du chômage de longue durée, ce qui aggrave l'hystérèse.

L'existence d'un processus d'hystérèse est souvent reliée à l'examen des effets à court et à long terme du chômage sur les salaires. Ainsi, si dans l'estimation de la courbe de Phillips :

$$\dot{w} = A(L)p + B(L)U + z_w$$

où $A(L)$ et $B(L)$ sont des polynômes de l'opérateur de retard L ,

le coefficient à long terme du chômage ($B(1)$) est très significativement inférieur au coefficient de court terme ($B(0)$), certains auteurs concluent à une hystérèse partielle. Toutefois, ce point de vue est contestable ; ce résultat peut signifier simplement que, lors des négociations salariales, le poids des salariés dépend des variations de l'emploi (et donc du chômage), et non seulement à son niveau. Un test direct de l'absence d'effet du chômage à long terme sur l'évolution des salaires serait préférable.

Enfin, si l'hystérèse est totale à long terme ($B(1) = 0$), la hausse du salaire réel est à long terme insensible au chômage ; on ne peut plus définir de *NAIRU*. Ce résultat est fréquemment obtenu pour le Royaume-Uni sur la période 1970-90.

La persistance et l'hystérèse ne relèvent pas des mêmes thérapeutiques. Si la *persistance* du chômage résulte de rigidités nominales ou réelles qui limitent l'ajustement des diverses variables de prix dans l'économie (prix, salaires, taux d'intérêt), la politique économique peut s'efforcer de réduire ces rigidités. Si la persistance est due à l'insuffisance ou la lenteur de la réponse de l'offre et de la demande aux ajustements des variables de prix, une politique active de soutien de la demande ou de l'offre peut être nécessaire. L'*hystérèse* peut être combattue en premier lieu par la lutte contre la persistance du chômage ; en second lieu, par des politiques d'emploi visant à limiter le développement du chômage de longue durée et le déclassement professionnel des chômeurs.

Les estimations du *NAIRU* : principaux enseignements pour les grands pays industriels

Les équations de formation des salaires, selon une courbe de Phillips, ont fait l'objet de nombreuses estimations pour les pays industriels (en particulier, dans la période récente, Coe (1985), Chan-Lee, Coe et Prywes (1987), Torrès et Martin (1990), MIMOSA (1990 et 96), Elmeskov (1993), Confais et Muet (1994), Commission européenne (1995), Mac Morrow, 1996). Pour les pays du G6, il en ressort principalement que :

— la courbe de Phillips est relativement stable, en dépit des amples variations de l'inflation et du chômage survenues depuis la fin des années soixante ;

— l'indexation à long terme des salaires aux prix est fréquemment unitaire ou quasi-unitaire ; on peut donc souvent définir un *NAIRU* indépendant ou très peu dépendant du taux d'inflation ;

— les salaires sont indexés sur les prix à la consommation et non sur les prix de production ; le *NAIRU* est donc affecté transitoirement par les chocs sur les termes de l'échange ;

— l'indexation est assez rapide sauf aux Etats-Unis ; la rigidité nominale des salaires est donc faible ;

— l'impact du chômage sur le salaire réel est assez proche d'un pays à l'autre sauf au Japon où il est particulièrement élevé⁵ ; la rigidité réelle des salaires est donc plus forte en Europe et aux Etats-Unis qu'au Japon ;

— la répercussion des gains de productivité dans la hausse des salaires est partielle et ne semble attestée qu'au Japon, en Allemagne — ce qui réduit la rigidité réelle des salaires — et moins nettement aux Etats-Unis ; le *NAIRU* dépend donc des gains de productivité dans tous les pays du G6 ;

— au Royaume-Uni, seule la variation du taux de chômage semble influencer les salaires (Confais et Muet (1994), MIMOSA(1990 et 1996)) ; en Allemagne, jouent à la fois le niveau et la variation du taux de chômage. Dans les autres grands pays, ne joue que le niveau du chômage.

⁵ Au Japon, le taux de chômage officiel n'est cependant pas un indicateur pertinent des tensions sur le marché du travail, comme l'atteste le fort écart entre le taux de chômage officiel et les taux de chômage « corrigés » qu'on peut calculer sur des critères internationaux (Cornilleau, 1994).

Au total, selon ces estimations, le fort ralentissement de la croissance du salaire réel entre les années 1960-72 (où il était de l'ordre de 5 % l'an en Europe) et les années 1981-95 (où il est de 1 % l'an) s'explique essentiellement par la hausse du taux de chômage, et non par l'intégration de la croissance de la productivité dans les revendications salariales. En ce qui concerne le *NAIRU*, ces estimations montrent que :

— le *NAIRU* est à peu près stable depuis 1970 aux Etats-Unis (de l'ordre de 6 %) et au Japon (2 %) ; il a augmenté en Europe, surtout entre 1973 et 1980 ;

— la montée du *NAIRU* en Europe s'explique par la réduction des gains de productivité tendanciels. Toutefois, certains auteurs (en particulier, Confais et Muet, 1994) calculent un *NAIRU* de moyen terme : celui-ci augmente, transitoirement, au cours de la période 1973-82, du fait de la hausse des cotisations employeurs et de la détérioration des termes de l'échange, puis diminue, transitoirement, lors du contre-choc pétrolier en 1986 ;

— les conséquences défavorables de ces chocs ont été particulièrement fortes et durables en Europe car la rigidité réelle du salaire y est nettement plus forte qu'au Japon et la baisse des gains de productivité y a été plus forte qu'aux Etats-Unis ;

— cependant, le *NAIRU* est nettement inférieur en Europe au niveau effectif du chômage ; il est estimé entre 6 à 8 % en 1994 contre 11 % pour le chômage effectif dans l'Union européenne.

Selon ces estimations du *NAIRU*, le chômage en Europe résultait donc en 1994 d'une production inférieure à la production potentielle d'environ

1. Estimation du *NAIRU* en 1988 (%)

| | Taux de chômage effectif | Torres et Martin (OCDE, 1990) | MULTIMOD (a)(d) (FMI, 1993) | Confais et Muet (1994)(g) | MIMOSA (1996) (a) | Mc Morrow (1996) (e) |
|-------------|--------------------------|-------------------------------|-----------------------------|---------------------------|-------------------|----------------------|
| USA | 5,5 | 6,0 | 3,9 | 6,2 | 6,1 | 6,7 |
| Japon | 2,5 | 2,2 | 3,1 | 1,9 | 2,0 | 2,6 |
| RFA | 7,6 | 4,0 (b) | 9,0 | 6,1 | 6,1 | 4,6 |
| France | 10,0 | 5,5 | 11,2 | 5,3 | 8,0 | 7,6 |
| Italie | 12,1 | 8,4 | 14,2 | 9,8 | 8,3 | 8,4 |
| Royaume-Uni | 7,8 | 8,8 (b) | 1,9 (c) | 8,0 | n.d. | 10,2 (f) |
| Canada | 7,8 | 8,0 | 6,8 | — | — | — |

(a) : fin de période, incluant l'année 1988.

(b) : évaluation hors modèle.

(c) : les auteurs ne retiennent pas cette estimation "troublante" en simulation.

(d) : voir Bartolini et Symansky (1993). Les auteurs estiment une équation de chômage en autorisant une rupture dans le niveau du taux de chômage d'équilibre. Dans la quasi-totalité des pays, celle-ci intervient entre 1977 et 79, soit juste au milieu de la période d'estimation. Le taux de chômage d'équilibre passe ainsi de 2,4 à 9 % en RFA ; de 3,9 à 11,2 % en France. Puis, ils imposent cette rupture dans l'équation de salaire, sans vérifier que le taux obtenu dans cette seconde équation est cohérent avec celui qui découle de la première.

(e) : estimations pratiquement identiques à celle de CE (1995).

(f) : estimation obtenue à partir d'une équation très médiocre où le chômage n'est pas significatif.

(g) : *NAIRU* de moyen-terme.

Source :

4 à 5 %. Le marché du travail ne constituerait une limite à la production qu'au voisinage de 6 % pour le taux de chômage allemand et de 7 à 8 % pour celui des autres grands pays européens (tableau 1).

Parmi les cinq modèles macroéconomiques de l'économie française recensés par Cette et *alii* (1996), quatre (Amadeus, Hermès, Métric, Mosaïque) stipulent une équation de salaire sous forme d'une courbe de Phillips augmentée. En raison du ralentissement de la croissance de la productivité du travail (de 4,5 à 2 % l'an), le *NAIRU* français aurait augmenté d'un bas niveau en 1970 (2,5 à 4,5 %) à un chiffre de 6,7 à 8,3 % en 1990.

Les nouvelles approches du taux de chômage d'équilibre

Les critiques de la courbe de Phillips ont abouti à de « nouvelles théories » du chômage, et donc du chômage d'équilibre (voir les synthèses proposées par Layard, Nickell et Jackman (1991), Cahuc (1993), Artus et Muet, chapitre 4 (1995), Cahuc et Zylberberg, 1996). Le programme de travail de cette approche consiste à rechercher des fondements microéconomiques aux équations de fixation des salaires, en s'appuyant sur des comportements d'optimisation complètement spécifiés des travailleurs et des entreprises, et d'en déduire une théorie du chômage, qui aurait vocation à résoudre l'énigme d'un chômage de masse, persistant et croissant en Europe.

Les fondements microéconomiques

Les nouvelles théories ont cherché des fondements microéconomiques à un chômage massif, persistant et manifestement involontaire. Le cadre d'analyse est celui d'un modèle d'équilibre général avec imperfections des mécanismes concurrentiels sur les marchés du travail et des biens. Le chômage décrit est de type classique, c'est-à-dire causé essentiellement par des exigences salariales excessives des travailleurs ; ces modèles ne se posent pas la question de la demande, la parfaite flexibilité nominale des prix, des salaires et des taux d'intérêt étant supposée ajuster la demande à l'offre. L'imperfection de la concurrence et de l'information sur le marché du travail entraîne une rigidité du salaire réel et explique pourquoi des chômeurs prêts à accepter un salaire inférieur à celui des travailleurs en place, ne parviennent pas à trouver un emploi. Il en résulte un chômage involontaire. Cette rigidité n'est cependant que partielle ; les exigences des travailleurs diminuent quand le niveau du chômage augmente ; d'où une relation décroissante entre salaire réel et chômage (équation dite *wage-setting* (*WS*)). Par ailleurs, l'hypothèse traditionnelle de productivité marginale du travail décroissante conduit à une demande de travail des entreprises qui décroît avec le salaire réel ;

donc à une relation croissante entre salaire réel et chômage (équation dite *price-setting* (PS)). Il en résulte un taux de chômage d'équilibre, dû à un salaire réel supérieur à celui de l'équilibre concurrentiel (encadré 2). Ce taux de chômage d'équilibre est d'autant plus élevé que les imperfections des mécanismes de marché sont fortes sur le marché du travail et des biens. En fait, quatre modèles ont été développés, qui conduisent à des équations de salaires différentes :

— dans les *modèles classiques*, il n'y a ni négociations salariales, ni chômage involontaire. Les ménages veulent d'autant plus travailler que le salaire réel (ω) est élevé par rapport à un salaire-cible ou de réservation (ω^d). Quand le salaire est bas par rapport au salaire désiré, certains préfèrent rester volontairement chômeurs : il en résulte une relation décroissante entre le salaire réel et le taux de chômage :

$$(1) \quad \omega = \omega^d - aU + t_s$$

où t_s représente le taux de prélèvement sur les salaires (cotisations salariés et impôt sur le revenu).

— dans le modèle du *salaire d'efficiency* (Shapiro et Stiglitz, 1984), la difficulté de contrôler la productivité des travailleurs conduit les entreprises à octroyer un salaire plus élevé que le salaire moyen pour inciter les travailleurs à l'effort. Certes, toutes les entreprises ne peuvent pas accorder un salaire supérieur à la moyenne, mais la hausse des salaires provoque un fort taux de chômage, qui rend coûteux le licenciement pour le travailleur : il est donc effectivement incité à redoubler d'effort pour l'éviter. Pour inciter le travailleur à l'effort, le salaire doit valoir au minimum :

$$\omega - e = dz + (1 - d)\omega$$

où d est la probabilité pour le salarié d'être détecté et licencié s'il ne fournit pas d'effort, e est le coût de l'effort et z représente l'utilité du travailleur s'il est licencié. Soit, si c désigne les indemnités chômage et en considérant, pour simplifier, que la probabilité du travailleur licencié d'être réembauché vaut $1-U$: $z = Uc + (1-U)(\omega - e)$.

On en déduit une équation de salaire :

$$(2) \quad \omega = c + e + \left(\frac{1-d}{d} \right) \frac{e}{U}$$

ou une équation de chômage d'équilibre :

$$\bar{U} = \left(\frac{1-d}{d} \right) \frac{e}{(\omega - c - e)}$$

D'après ce modèle, le taux de chômage d'équilibre (outre des variables non observables comme la pénibilité du travail et l'aptitude des entreprises à repérer et à licencier les tire-au-flanc) ne dépend que de l'écart entre le salaire et les prestations chômage. Le taux de chômage d'équilibre obtenu est stable si le taux de remplacement (le ratio entre les indemnités chômage et le salaire) est constant. Ce modèle est directement rejeté par les faits, qui montrent une dérive du chômage non

concomitante aux évolutions du taux de remplacement. D'après l'équation (2), c'est l'évolution des indemnités chômage qui dicterait l'évolution des salaires. Le modèle de salaire d'efficience ne peut donc être utilisé pour justifier d'autres spécifications du salaire-cible. Par ailleurs, les tests empiriques rejettent le lien causal entre les indemnités chômage et le salaire. La théorie du salaire d'efficience n'a donc guère d'utilité au niveau macroéconomique ⁶.

— dans les modèles de *négociation salariale*, les entreprises sont en situation de concurrence monopolistique ; les travailleurs disposent d'un pouvoir de négociation qui leur permet d'exprimer des revendications salariales fortes ; l'objectif principal des syndicats est la maximisation des revenus des salariés compte tenu de leur probabilité d'être au chômage et de recevoir alors des allocations. Le principe du droit à gérer stipule que les entreprises choisissent librement leurs effectifs après un accord avec les syndicats sur le montant de salaire. On montre alors (voir Cahuc, 1993 ; Manning, 1993 ; ou Cotis et *alil*, 1996) que la négociation salariale aboutit à un niveau de salaire réel proportionnel aux indemnités chômage(c), le coefficient de proportionnalité (b) étant d'autant plus fort que le pouvoir syndical est fort et le chômage faible :

$$\omega = c + b - aU.$$

Là aussi, le taux de chômage d'équilibre dépend essentiellement du taux de remplacement fourni par les indemnités chômage.

— dans le modèle travailleurs en place/exclus (*insiders-outsiders*), les négociations sont menées par les travailleurs en place et les intérêts des chômeurs ne sont pas défendus (Lindbeck et Snower, 1988) ; les travailleurs en place sont protégés de la concurrence des chômeurs par les coûts de licenciement et d'embauche. Les travailleurs en place choisissent un niveau de salaire qui assure le maintien de leur emploi. Une conclusion importante du modèle est que le chômage lui-même, en accroissant le pouvoir de négociation des travailleurs en place devenus moins nombreux, aggrave les imperfections concurrentielles. Le taux de chômage d'équilibre tend alors à s'accroître avec le taux de chômage effectif (c'est ce que l'on nomme *hystérèse* totale). Ce modèle arrive à la conclusion forte que les effectifs sont stables, sauf choc non-anticipé : en cas de hausse de la demande, les travailleurs en place réclament et obtiennent des hausses de salaire de sorte que l'emploi n'augmente pas ; en cas de la baisse de la demande, ils acceptent des baisses de salaire pour maintenir l'emploi. Reste à comprendre pourquoi cette dérive ne joue en Europe que depuis 1973 et pourquoi l'emploi effectif répond aux fluctuations de la demande (graphique 1.b).

⁶ Faut-il rappeler que Schapiro et Stiglitz (1984) écrivaient : « Le type de chômage étudié ici n'est ni la seul, ni même la plus importante source de chômage » ?

3. Le taux de chômage d'équilibre dans les nouvelles théories du chômage

Les fondements microéconomiques des équations de prix et de salaires

Les nouvelles théories du chômage sont fondées sur les comportements optimaux des salariés et des entreprises, avec un fonctionnement non concurrentiel des marchés du travail et des biens. Elles aboutissent à des équations de prix et de salaire en *niveau*, à long terme.

L'équation de salaire varie selon la nature des imperfections concurrentielles. Elle peut être résumée par une relation décroissante entre niveau du salaire réel et niveau du chômage (« wage setting ») :

$$(WS) \quad \omega = \omega^d - aU + t_s + z_w$$

où ω^d est, selon le modèle, un salaire réel cible ou les indemnités chômage, t_s représente les prélèvements fiscaux sur les ménages (la somme de la fiscalité directe et des cotisations salariés), z_w d'autres variables qui influencent la formation des salaires.

Les salaires étant fixés, la maximisation du profit par les entreprises (avec productivité marginale du travail décroissante) détermine une demande de travail, d'où l'on tire une équation de prix (« price setting ») :

$$(PS) \quad p = w - \pi + t_c + m - bU + z_p$$

où t_c désigne les prélèvements fiscaux sur les entreprises (la somme de la TVA et des cotisations employeurs), m désigne le taux de marge désiré des entreprises, z_p désigne les variables qui peuvent influencer le taux de marge par rapport au coût salarial unitaire (taux d'intérêt réel, coefficient de capital, etc...). L'impact négatif du taux de chômage sur les prix provient de l'hypothèse théorique de productivité marginale du travail décroissante.

Par ailleurs, les prix à la consommation p_c découlent des prix à la production selon : $p_c = p - n\theta$

θ représentant les termes de l'échange, (le ratio entre les prix à l'exportation et les prix à l'importation et n le taux d'ouverture).

Le salaire réel vaut : $\omega = w - p_c$

Le taux de chômage d'équilibre

L'intersection des équations de prix et de salaires détermine le taux de chômage d'équilibre qui vaut :

$$\bar{U} = \frac{\omega^d - \pi + m + t_c + t_s + n\theta + z_w + z_p}{a - b}$$

Ce taux n'est stationnaire que si la tendance de ω^d compense celle de π .

Les déterminants du taux de chômage d'équilibre dans l'approche WS-PS

Dans l'approche *WS-PS*, le taux de chômage d'équilibre dépend de l'ensemble des facteurs qui influencent les prix et les salaires (encadré 3). Il a donc de nombreux déterminants (toutes les variables susceptibles de déterminer le *niveau* des salaires ou des prix à long terme) et divers chocs sont susceptibles de provoquer sa hausse. Contrairement au *NAIRU*, il

augmente si les termes de l'échange se dégradent et si le niveau des prélèvements fiscaux ou sociaux sur les salariés ou les entreprises s'accroît. Il peut être affecté par le taux d'intérêt réel, si ce dernier influence la fixation des prix. Il dépend aussi du caractère non-concurrentiel du fonctionnement du marché du travail, que l'on peut mesurer par le taux de syndicalisation, le niveau du salaire minimum et des indemnités de chômage relativement au salaire moyen. Le niveau important du taux de chômage d'équilibre en Europe serait donc à relier à l'extension de l'Etat-providence, qui provoquerait des effets négatifs sur le marché du travail du fait de la combinaison de taux d'imposition élevés et de transferts sociaux généreux. Les travailleurs demanderaient des salaires trop forts car le chômage est trop bien indemnisé, tandis que les impôts et les cotisations amputeraient une part importante des revenus d'activité.

Les coupables potentiels de la hausse du chômage en Europe sont donc l'accroissement des imperfections du marché du travail (extension du poids des syndicats, hausse du salaire minimum, hausse des indemnités chômage) la hausse des prélèvements sur le travail, les chocs pétroliers, enfin la hausse des taux d'intérêt réels.

Y-a-t-il une cible pour le salaire réel à long terme, et laquelle ?

La faiblesse de cette approche est que le taux de chômage d'équilibre dépend aussi, et surtout, de l'écart entre la croissance du salaire-cible des travailleurs et celui de la productivité du travail. La détermination du salaire réel retenue comme cible pose alors problème. Celui-ci doit-il être ahistorique ou dépendre de la chronique passée du salaire ? L'objectif de salaire réel des travailleurs en Europe en 1995 tient-il compte du ralentissement survenu depuis 1975 ? Dépend-il de la croissance de la productivité ou en est-il indépendant ? Les partisans du modèle *WS-PS* ont dû choisir entre deux réponses inconfortables ⁷.

Soit, comme dans la spécification à la Sargan (1964), le salaire réel cible ne dépend pas du niveau de la productivité, mais suit une tendance exogène (comme dans Wyplosz (1986), Hecq et Mahy (1996), L'Horty et Sobzak (1996)). Dans ce cas, le *niveau* du taux de chômage d'équilibre augmente quand le *niveau* de la productivité du travail diminue. Une réduction durable des gains de productivité entraîne donc une hausse continue du taux de chômage d'équilibre. On aboutit alors à ce paradoxe qu'il n'existe qu'un seul taux de croissance de la productivité du travail qui permette un taux de chômage stable, celui qui est égal au taux de croissance exogène du salaire-cible. Pour les autres, le chômage d'équilibre diminue ou augmente sans cesse, de sorte que le salaire désiré croisse bien comme la productivité du travail. L'impact de chocs ponctuels (comme la hausse des cotisations employeurs ou celle des taux d'intérêt) qui ne font qu'augmenter une fois pour toutes le taux de chômage d'équilibre est alors secondaire par rapport à celui du ralentis-

7. Aucun travail empirique à notre connaissance ne retient comme salaire-cible le niveau des indemnités chômage, qui découle directement du modèle théorique.

sement du progrès technique, qui joue sur la croissance de ce taux. Enfin, la hausse du taux de chômage d'équilibre devrait se poursuivre indéfiniment (si la croissance tendancielle de la productivité du travail ne se redresse pas). Une telle dérive du chômage d'équilibre n'est guère acceptable. Ce modèle n'a pas de sentier de croissance stable.

Soit, c'est le niveau tendanciel de la *productivité* du travail qui constitue la cible du salaire réel (comme dans Layard, Nickell et Jackman, 1991 ; Jackman et Leroy, 1995 ; Collard et Hénin, 1993). La contrainte d'une élasticité unitaire entre salaire réel désiré et productivité est ainsi imposée. A long terme, l'équation de salaire et l'équation de prix définissent la part des salaires dans la valeur ajoutée désirée respectivement par les salariés et par les entreprises. Le taux de chômage s'ajuste pour les rendre compatibles. Il n'y a alors aucun lien à long terme entre le chômage d'équilibre et la productivité. Mais une telle équation de salaire n'est fondée ni sur le plan théorique ni sur le plan empirique. Elle suppose que les salariés intègrent dans leurs revendications salariales soit une contrainte d'équilibre macroéconomique, soit une contrainte de rentabilité. Ceci pourrait être justifié par l'existence de négociations salariales prenant explicitement en compte les performances de productivité dans les firmes (négociations très décentralisées) ou dans l'ensemble de l'économie (négociations très centralisées). Le problème est qu'on ne comprend pas alors pourquoi ils accepteraient de limiter leurs revendications salariales en cas de ralentissement de la croissance de la productivité et non en cas de hausse des cotisations employeurs, de dégradation des termes de l'échange, de hausse des taux d'intérêt. La spécification retenue fait une distinction arbitraire parmi les chocs d'offre entre ceux que les travailleurs acceptent d'absorber par baisse de leur salaire-cible et ceux qu'ils refusent de prendre en compte, et qui provoquent donc une hausse durable du chômage d'équilibre. Cette distinction n'a aucun fondement théorique. Aucun modèle théorique ne justifie que les travailleurs acceptent la baisse durable de la croissance de leur salaire réel due au ralentissement des gains de productivité mais qu'ils refusent définitivement la hausse des cotisations sociales, ce qui oblige à une hausse définitive du taux de chômage. De plus, dans ce cas, une indexation au moins partielle des salaires réels sur la productivité devrait être observée à court terme, ce qui est loin d'être le cas dans les équations généralement estimées. Enfin, avec une telle cible, l'équation de salaires fait double emploi avec l'équation de prix, puisque celle-ci indexe à long terme les prix au coût salarial avec une élasticité unitaire. D'où un problème économétrique d'identification de chaque équation : chacune explique à long terme le taux de salaire réel par la productivité du travail avec une élasticité unitaire. Par exemple, qu'à long terme, les cotisations employeurs soient imputées sur le salaire peut être interprété comme le résultat d'un comportement de prix (comme dans la boucle prix-salaire avec Courbe de Phillips « augmentée ») ou comme un comportement de salaire (les travailleurs acceptent de diminuer leur cible de salaire réel). Aussi, peut-on penser que Cotis et Loufir (1990) ou Collard et Hénin (1993) qui cherchent les déterminants à long terme du salaire réel estiment en fait des équations de prix (puisque'ils trouvent que la cible de long terme est ce que nous avons appelé le salaire disponible) et non des équations de formation des salaires.

L'hypothèse d'une cible à long terme pour le salaire réel oblige donc à une inconfortable alternative : accepter que le taux de chômage présente une improbable dérive temporelle ou imposer une contrainte rejetée par les données et peu justifiable théoriquement.

Les estimations du taux de chômage d'équilibre dans les nouvelles théories

Une grande partie des estimations publiées est relative au Royaume-Uni, en raison des travaux précurseurs de Layard, Nickell et Jackman (1991), qui fournissent également des estimations pour de nombreux pays industriels. Les estimations empiriques des modèles *WS-PS* sont souvent décevantes au regard de l'effort de formulation théorique qui les fondent. Quelques observations générales peuvent être avancées.

En premier lieu, conformément à l'analyse théorique sous-jacente, ces estimations conduisent à un taux de chômage d'équilibre dont la tendance et le niveau sont beaucoup plus proches du chômage effectif que le *NAIRU*. Ainsi, Layard, Nickell et Jackman (1991) concluent que le chômage d'équilibre s'est très fortement accru entre les années soixante et les années quatre-vingt : de 3,5 points en Allemagne, de 5,4 points au Royaume-Uni, de 6 points en France, et de 10,4 points en Espagne. Ce résultat est satisfaisant pour ceux qui ne croient pas à l'existence d'une part significative de chômage conjoncturel dans le chômage européen. Mais cette proximité entre chômage observé et chômage d'équilibre est souvent obtenue grâce à des contributions élevées et assez peu robustes de diverses variables explicatives parfois autres que celles directement issues de la théorie. Elle semble donc due moins à la pertinence théorique du modèle *WS-PS* qu'à des corrélations statistiques entre le chômage observé et le vaste « panier » de variables explicatives que ce modèle autorise à retenir.

Ainsi Manning (1993), qui estime une équation de chômage pour le Royaume-Uni, analyse la montée du chômage entre trois sous-périodes : 1957-62, 1974-79 et 1982-87. Il obtient deux équations différentes selon qu'est introduit ou non le coefficient de capital (tableau 2). Dans la première, où le coefficient de capital ne figure pas, la contribution du taux de syndicalisation à la montée du chômage entre 1957-62 et 1974-79 est de 10,6 points, et celle du taux de remplacement des indemnités de chômage de 4,4 points ; heureusement, la baisse du taux d'intérêt réel a permis une baisse de 5,8 points du taux de chômage et l'accentuation de la progressivité du système fiscal une baisse de 6 points (pour un accroissement de 4 points du chômage effectif). Dans la seconde, la contribution de la dégradation du coefficient de capital est de 8 points, celle du taux de syndicalisation devient nulle, celle des indemnités de chômage tombe à 1,5 point, l'effet négatif du taux d'intérêt réel et de la progressivité fiscale passe à 2,5 points. Entre 1974-79 et 1982-87, la hausse du chômage est de 9,4 points. Elle est expliquée, dans la première spécification, par la hausse du taux d'intérêt pour 8 points et par celle du taux de remplacement pour 7 points, heureusement contrebalancées par

2. Facteurs explicatifs de la hausse du chômage au Royaume-Uni

| | de 1957/62 à 1974/79 | | de 1974/79 à 1982/87 | |
|---|----------------------|------------|----------------------|------------|
| | Equation 1 | Equation 2 | Equation 1 | Equation 2 |
| Croissance des salaires réels | 0,6 | 0,3 | -4,0 | -1,7 |
| Progressivité du système fiscal | -5,8 | -2,4 | — | — |
| Taux de remplacement des indemnités chômage | 4,4 | 1,6 | 6,9 | 2,5 |
| Taux de syndicalisation | 10,6 | — | -3,9 | — |
| Taux d'intérêt réel | -5,3 | -2,7 | 8,1 | 4,2 |
| Ratio produit/capital | — | 7,7 | — | 3,0 |
| Total expliqué | 4,5 | 4,5 | 7,1 | 8,0 |
| Hausse effective | 4,0 | 4,0 | 9,4 | 9,4 |

Source : Mannings (1993).

des baisses de 4 points dues à la désyndicalisation et de 4 points due à la croissance du salaire réel⁸. Comme le fait remarquer l'auteur lui-même, ces chiffres sont trop grands pour être plausible.

Toujours dans le cas du Royaume-Uni, Layard, Nickell et Jackman (1991) concluent que, entre les années cinquante et le début des années soixante-dix, la hausse des allocations chômage et le renforcement du pouvoir des syndicats sont les sources principales de l'augmentation du chômage d'équilibre, mais dans les années cinquante et soixante, ces effets sont partiellement compensés par l'amélioration des termes de l'échange. Entre les années soixante-dix et quatre-vingt, les chocs pétroliers provoquent une baisse du chômage d'équilibre de 2,9 points dans ce pays producteur de pétrole, mais cet effet est plus que compensé par la détérioration des termes de l'échange et l'aggravation de l'inadéquation entre la structure de l'offre et la demande de travail. Dans les années quatre-vingt, alors que les évolutions des prélèvements fiscaux et du pouvoir des syndicats sont favorable, les allocations chômeurs plus généreuses font augmenter le chômage d'équilibre.

Pour la France, Jackman et Leroy (1995) présentent des explications très différentes de la hausse du chômage d'équilibre selon les variables retenues⁹. Ainsi, la hausse de 8 points entre 1973 et 1990 de ce taux peut résulter de deux explications. Dans une première spécification, les taux d'intérêt réels, le taux de remplacement et le ratio salaire minimum au salaire moyen, contribuent à la hausse du taux de chômage pour respectivement 2,1 points, 2,5 points et 3,1 points. Mais avec l'introduction des prélèvements sur le salaire¹⁰ comme variable additionnelle, l'évolution de

8. Il est surprenant dans ce contexte théorique que les hausses du salaire réel fassent baisser le chômage. L'auteur justifie ce résultat en assimilant ces hausses à la croissance de la productivité du travail, ce qui est vrai à long terme, mais pas à court-moyen terme.

9. Les résultats que l'on rapporte dans ce paragraphe, tout en étant inspirés par le cadre *WS-PS*, sont obtenus à l'aide d'équations « réduites » où le taux de chômage est la variable dépendante, et non d'équations de prix et de salaires.

10. Somme des taux de cotisations employeurs et salariés et d'un taux apparent d'impôt sur le revenu.

celle-ci devient le facteur explicatif dominant (contribution de 6 points à la hausse du chômage d'équilibre) ; les variables taux d'intérêt réel et ratio de remplacement ne sont plus significatives, tandis que le salaire minimum ne contribue plus que pour 1 point (et les termes de l'échange pour 0,6 point). Cette estimation suscite deux remarques. Depuis 1986, toutes les variables évoquées sont stables ou déclinantes : elles ne peuvent pas expliquer la hausse du chômage depuis 1990. De 1974 à 1985, l'activité a fortement ralenti en France tandis que les prestations sociales continuaient sur leur lancée (voire même augmentaient fortement comme les allocations chômage) ; compte-tenu de la contrainte d'équilibre des comptes sociaux, les cotisations sociales ont augmenté. Il y a donc un lien causal institutionnel : la baisse de l'activité entraîne la hausse du chômage et celle des taux de cotisations sociales. Aussi, peut-on craindre que la causalité proclamée : la hausse des cotisations sociales provoque la hausse du chômage, ne soit qu'une corrélation interprétée à l'envers, en particulier quand il s'agit de la hausse des cotisations salariés.

La montée du chômage européen au cours des années quatre-vingt est souvent difficile à expliquer dans ce cadre d'analyse alors que les imperfections concurrentielles tendent à reculer (notamment au Royaume-Uni). Jackman et Leroy (1995) estiment également des équations *WS-PS* dont ils décrivent un schéma explicatif de l'évolution du chômage structurel en France. Les auteurs suggèrent que la hausse du chômage jusqu'au milieu des années quatre-vingt s'explique par une augmentation des prélèvements sur le travail, des allocations chômage et du SMIC. Il en est résulté un accroissement du chômage d'équilibre, mais un accroissement moindre du chômage en raison de la hausse simultanée de l'inflation. Le plan de stabilisation de 1983 a donné un coût d'arrêt aux exigences salariales. La part des profits dans la valeur ajoutée s'est ensuite accrue, ce qui peut être expliqué par la hausse des taux d'intérêt qui accroît le taux d'autofinancement désiré et par la baisse de l'inflation, qui permet aux entreprises de récupérer le retard de hausse de leurs prix par rapport à la hausse de leurs coûts. La hausse du « mark-up » des prix sur les salaires, affectée par les termes de l'échange, le taux d'utilisation des capacités et le taux d'intérêt réel, a entraîné une pression à la hausse sur l'équation de prix. Au total, le taux de chômage d'équilibre s'est stabilisé à environ 10 %, tandis que la baisse de l'inflation s'est traduite par une hausse du chômage effectif. Enfin pour la montée du chômage des années quatre-vingt-dix, les auteurs renvoient sagement à l'insuffisance de la demande.

L'Horty et Sobczak (1996) proposent une évaluation du chômage d'équilibre où celui-ci ne s'écarte jamais de plus d'un demi-point du chômage effectif, culminant à 12 % en 1993 (pour un taux effectif de 11,6 %). Ce résultat remarquable s'explique par quatre artefacts : le taux de chômage d'équilibre est censé augmenter comme la différence entre la productivité du travail et une tendance (car le salaire-cible est fonction du temps et non de la productivité) ; il a donc une dérive croissante sur la période récente. Les auteurs utilisent une prétendue « productivité de plein-emploi » (la production que divise la population active potentielle) : celle-ci diminue donc quand le chômage augmente, ce qui accroît le

chômage d'équilibre ; le chômage d'équilibre augmente quand les prélèvements sur les salaires augmentent (mais, nous avons déjà vu que, sur le passé, les contraintes d'équilibres des comptes sociaux ont conduit à une augmentation des cotisations sociales lors des phases de ralentissement économique, donc de hausse du chômage) ; enfin le chômage d'équilibre augmente comme le pouvoir d'achat des prestations chômage (et non comme le taux de remplacement). Les auteurs ne s'inquiètent pas du peu de conformité de leur résultat avec l'évolution de l'inflation et de la part salariale.

Cotis, Méary et Sobczak (1996) imposent au salaire-cible de croître comme la productivité du travail ; l'équation de prix à long terme stipule que le prix désiré des entreprises est fonction du taux d'intérêt réel. Le chômage d'équilibre augmente alors comme les prélèvements sur le travail ¹¹ et le taux d'intérêt réel (dont les travailleurs n'acceptent pas la répercussion sur leur salaires). Par contre, les travailleurs acceptent les baisses de pouvoir d'achat dues au ralentissement des gains de productivité et à la dégradation des termes de l'échange : celles-ci n'ont donc pas d'impact sur le chômage d'équilibre. Cette distinction n'est pas fondée par le modèle théorique évoqué par les auteurs ; elle n'est justifiée que par de vagues considérations psychologiques. Avec ce schéma, le chômage d'équilibre de long terme reste très bas (en dessous de 4 %) jusqu'en 1980 puis monte à 10 %, niveau où il se stabilise de 1982 à 1995. Les auteurs expliquent sa progression, de 6,9 points depuis 1974, par la hausse des prélèvements fiscal-social pour 2,6 points, par la hausse des taux d'intérêt réels pour 4,3 points. Ce schéma est peu compatible avec la hausse du chômage de 1973 à 1980 (de 2,8 à 5,9 %).

En définitive, les dernières études se réclamant de l'école *WS-PS* semblent renoncer à attribuer un rôle important à l'accroissement du fonctionnement non-concurrentiel du marché du travail dans la hausse récente du chômage en Europe. Elles sont amenées à faire jouer un rôle important à la montée des taux d'intérêt réels, ce qui ne dérive pas directement du modèle microéconomique sous-jacent aux courbes *WS-PS*. Les divergences essentielles avec le schéma de formation des salaires par une courbe de Phillips « augmentée » sont que dans ce dernier la hausse nécessaire du chômage (après une hausse des taux d'intérêt, des cotisations employeurs ou une dégradation des termes de l'échange) n'est que transitoire (le temps que les salaires réels aient baissé) ; elle est permanente dans le modèle *WS-PS*. Le modèle *WS-PS* estime que les hausses de cotisations salariés ou de fiscalité directe provoquent également une hausse permanente du taux de chômage d'équilibre alors que, selon la courbe de Phillips, elles sont payées par les travailleurs, sans coûts en hausse de chômage. Enfin, alors que selon le schéma de courbe de Phillips, le ralentissement permanent du rythme de croissance de la productivité du travail entraîne une hausse du taux de chômage d'équilibre, il a soit aucun effet, soit provoque une dérive permanente de ce taux selon le modèle *WS-PS*.

11. Ce résultat est contradictoire avec celui de Cotis et Loufir (1990), qui est une des rares estimations où les travailleurs acceptent une baisse de leur salaire brut en cas de hausses des cotisations employeurs.

Les limites des nouvelles théories du chômage

Ces approches théoriques présentent certes un grand intérêt pour mieux expliciter certains enjeux et certains déterminants des négociations salariales. Constituent-elles pour autant un cadre permettant de comprendre l'évolution du chômage en Europe ? Notons tout d'abord qu'elles en reviennent en fait à un stade pré-keynésien de la théorie macroéconomique. Le niveau de production et le salaire réel sont déterminés par l'intersection d'une courbe de salaire et d'une courbe de fixation des prix, qui correspondent respectivement à une pseudo-offre de travail émanant des salariés (ou des syndicats) et à une courbe de demande de travail émanant des entreprises. Le postulat implicite est que la demande s'ajuste au niveau de production ainsi défini grâce à une flexibilité parfaite des grandeurs nominales, flexibilité correspondant certes au postulat de « rationalité », mais non observée dans la réalité. Le chômage décrit est donc toujours de type « classique », c'est-à-dire s'expliquant essentiellement par un salaire désiré des travailleurs trop fort par rapport à la productivité du travail. La recherche d'un taux de chômage d'équilibre égal au taux de chômage observé en Europe dans les années récentes repose sur un refus de considérer les déséquilibres macroéconomiques (demande insuffisante, taux d'intérêt trop élevés, etc...).

Pour que ces théories puissent expliquer l'existence en Europe d'un chômage massif croissant, il faudrait admettre que les imperfections concurrentielles sur le marché du travail aient fortement augmenté entre les années soixante et le début des années quatre-vingt-dix, ce qui n'est pas aisé à établir, compte tenu de la flexibilité accrue des salaires et des emplois en Europe au cours des années quatre-vingt ; ou bien il faut conclure que les imperfections et les rigidités passées ont entraîné, notamment à l'occasion des chocs pétroliers, une montée du chômage qui s'est peu à peu fossilisée en chômage d'équilibre. Ces théories pouvaient sembler pertinentes dans la période 1974-84 où la montée du chômage en Europe allait de pair avec un niveau élevé de la part salariale dans la valeur ajoutée. Mais depuis, le taux de chômage est monté de 8,4 à 10,4 % en Europe de 1990 à 94 alors que la part salariale déclinait de 70,7 à 68,8 %. Il est difficile d'incriminer encore le niveau excessif des salaires.

Courbe de Phillips et « nouvelles théories » : une confrontation empirique

Un test empirique de la pertinence des nouvelles approches est de déterminer si les salariés se fixent à long terme un objectif en niveau pour leur rémunération réelle. Ceci peut être fait en estimant une équation de salaire « à correction d'erreurs », qui ajoute à la courbe de Phillips usuelle une *force de rappel*, définie comme l'écart entre le *niveau* du salaire réel observé et une *valeur-cible* de *long terme*. Si cette force de rappel est significative, un écart positif du salaire réel à sa cible tend à faire décroître le salaire. A court terme, la hausse du salaire réel dépend du taux de chômage comme dans la courbe de Phillips ; à long terme, le

niveau du salaire réel tend vers une cible dépendant de différents éléments dont le niveau du chômage. Une telle spécification englobe alors la courbe de Phillips (en taux de croissance) et la détermination du salaire en niveau.

L'équation testée est alors :

$$(3) \quad \dot{w} = a(L)\dot{p} + c - bU + v\pi - \theta(w_{-1} - p_{-1} - \pi_{-1} - z_w - dU)$$

Si l'équation de prix s'écrit : $p = w - \pi + z_p$ et si $a(1) = 1$ (indexation unitaire des salaires), le taux de chômage d'équilibre vaut :

$$\bar{U} = \frac{c - (1 - v)\pi + \theta(z_p + z_w)}{b + \theta d}$$

Il est à noter que l'on ne retrouve l'indépendance du taux de chômage par rapport à la croissance de la productivité du travail \bar{U} que si $v = 1$. Si θ est faible, les déterminants de type *WS-PS* ne jouent que faiblement par rapport à ceux de type « Courbe de Phillips ».

Quelques résultats récents

Les estimations économétriques d'équation de Phillips avec correction d'erreur (MCE) ne s'accordent guère sur l'importance d'une force de rappel basée sur l'écart à une cible de salaire réel. Ces estimations se heurtent notamment à deux difficultés :

- les imperfections concurrentielles évoquées sont souvent difficiles à mesurer par des indicateurs quantitatifs ;

- dans le cas des pays européens, les indicateurs d'imperfections concurrentielles aisément mesurables (salaire minimum/salaire, indemnité de chômage/salaire, taux de syndicalisation) sont stables ou décroissants au cours des années quatre-vingt ; ils ne sont donc pas de très bons candidats pour expliquer la montée du chômage...

Au total, les résultats paraissent très sensibles à la définition de la force de rappel et à la spécification retenue :

- Jackman et Leroy (1995) estiment que la force de rappel n'est pas significative en France dans un modèle où la cible du salaire réel est fonction des variables qui, selon les auteurs, déterminent les salaires à long terme : productivité du travail, chômage et imperfections concurrentielles sur le marché du travail ;

- Collard et Hénin (1993) aboutissent à une conclusion similaire pour la France ; ils obtiennent en revanche une force de rappel significative, qui améliore un peu les caractéristiques statistiques (précision, autocorrélation des résidus) de l'équation de salaire par rapport à l'équation de Phillips usuelle, lorsque la cible de salaire réel est fonction des variables qui déterminent les prix à long terme, de sorte que l'on peut se demander si l'équation qu'ils obtiennent n'est pas simplement une équation de prix ;

- selon la synthèse de Malgrange et Loufir (1994), une cible de productivité n'est pas significative dans le cas de la France et des Pays-Bas alors qu'elle l'est faiblement en Allemagne (le coefficient θ ne vaut que 0,05 en données trimestrielles, avec un t de Student de 2,1 ; le délai moyen d'ajustement du salaire à la cible est donc de 5 ans environ).

— Le modèle de la Banque de France (Cette, et *alii*, 1996) est le seul modèle macroéconomique français à comporter une équation de salaire avec force de rappel en niveau, mais le coefficient θ ne vaut que 0,09 et la coefficient v ne vaut que 0,3, de sorte que l'équation reste très proche d'une courbe de Phillips.

Une estimation des équations de prix et salaires et du *NAIRU* pour le G6

Afin d'apprécier la robustesse des « nouvelles approches » vis-à-vis de la courbe de Phillips traditionnelle, nous avons procédé à des estimations d'équation de prix et de salaires pour les six plus grands pays industriels. La spécification des équations et la méthode d'estimation sont précisées dans l'encadré 4. Une évaluation du *NAIRU* peut en général en être dérivée.

Le test d'une cible de salaire réel

Une caractéristique de l'approche *WS-PS* est l'existence d'un objectif de salaire réel en niveau pour les salariés. Un test de validité de cette approche consiste donc à déterminer si à long terme le salaire réel, en niveau, est indexé sur la productivité. Cette indexation se traduit, dans une équation de salaire, par un terme de rappel (la part des salaires dans la valeur ajoutée) significatif. Les spécifications « à la Sargan », où un terme temporel remplace la productivité dans la cible de salaire réel, ont été écartées, en raison à la fois de l'absence de premiers résultats concluants, et des implications paradoxales de cette spécification sur le taux de chômage d'équilibre (voir section III).

Les estimations réalisées indiquent, de façon générale, que la spécification avec force de rappel est rejetée pour les équations de salaire. Ceci est attesté par le tableau 3, qui présente pour chaque pays, le test de significativité associé à la variable « force de rappel » lorsqu'elle est incluse *ex-post* dans l'équation retenue en définitive¹². Dans les cas où elle peut être acceptée pour l'équation isolée, elle conduit à des estimations simultanées des prix et salaires problématiques (la variable chômage n'étant plus par exemple significative). Enfin, lorsqu'on peut le retenir, le coefficient des forces de rappel est souvent très faible, et les délais d'ajustement du salaire réel à sa cible de long terme sont élevés ; la différence entre une équation de Phillips usuelle et une équation de Phillips avec MCE n'est guère apparent à moyen terme. Il reste, cependant, qu'un grand nombre des variables « structurelles » proposées par l'approche de Layard, Nickell et Jackman (1991) ne sont pas prises en compte ici ; le test demeure donc partiel.

12. Le test affiché ici constitue évidemment un test faible, puisque les équations dans lesquelles ce terme est testé ont déjà été sélectionnées sur des critères de qualité de l'ajustement statistique, et tendront plus facilement à rejeter un terme additionnel. Il signale néanmoins l'absence de robustesse générale de la spécification avec force de rappel.

3. Test d'une force de rappel dans l'équation de salaire

| | USA | RFA | France | Italie | R.U. | Japon |
|--------------|-------|--------|--------|--------|-------|-------|
| θ | 0,030 | -0,009 | 0,031 | 0,079 | 0,073 | 0,000 |
| t de Student | 1,64 | 0,20 | 1,15 | 1,89 | 1,71 | 0,03 |

θ est le coefficient du terme de rappel ; la variable est significative au seuil de 5 % si le t de Student est supérieur à 2 en valeur absolue.

Prix et salaires dans le G6 : principaux résultats

Le tableau 4 présente les principales caractéristiques des équations finalement retenues (les équations détaillées sont présentées en annexe). La force de rappel n'étant pas significative, l'équation de salaire retenue est dans tous les cas de type Phillips. On retrouve le résultat traditionnel d'une plus forte sensibilité des salaires au niveau du chômage au Japon, et à un degré moindre aux Etats-Unis, qu'en Europe, signe d'une moindre rigidité « réelle » du marché du travail. Les Etats-Unis se caractérisent par des délais d'indexation, notamment des salaires, plus longs, soit par une plus importante « rigidité nominale ».

Quelques résultats spécifiques doivent être notés. Dans le cas des Etats-Unis et de la France, l'hypothèse d'indexation complète des salaires n'est pas acceptée, notamment dans les estimations simultanées. Au Japon, les gains de productivité sont incorporés de façon très importante (pour 77 %) dans les salaires. En Allemagne et en Italie, ils sont répercutés dans les augmentations de salaires respectivement à 50 et 40 %. Au Royaume-Uni, comme Mimosa (1990 et 1996) et Confais et Muet (1994), le seul terme de chômage significatif est l'écart à une moyenne mobile. Dans ce pays, les années soixante-dix sont marquées par de fortes poussées d'inflation, et des périodes de blocage des salaires, qui rendent l'estimation difficile. En Allemagne, on vérifie la présence d'une « hystérèse partielle » : à niveau de chômage égal, la croissance des salaires est plus forte lorsque le chômage est en baisse que lorsqu'il augmente.

4. Equations de prix et salaires-indicateurs de rigidités nominales et réelles

| | USA | RFA | France | Italie | R.U. | Japon |
|---|------|------|--------|--------|------|-------|
| Indexation des salaires, | 0,85 | 1 | 0,77 | 1 | 1 | 1 |
| Délai moyen ¹ | 2,0 | 0,25 | 0,43 | 0,51 | 0,98 | 0,0 |
| Indexation des prix ² , | 0,71 | 0,63 | 0,75 | 0,63 | 0,76 | 0,74 |
| Délai moyen ¹⁻³ , | 1,8 | 25,7 | 9,8 | 1,9 | 2,6 | — |
| Elasticité du salaire au taux de chômage ⁴ | 0,30 | 0,11 | 0,28 | 0,31 | — | 1,46 |

1. En semestres ; 2. En taux de croissance ; 3. Ajustement des prix en niveau ; 4. Semi-élasticité à long terme ; pour le Japon, calculée par linéarisation pour un taux de chômage de 2 %.

En ce qui concerne les équations de prix, à l'exception du cas japonais, la spécification en modèle à correction d'erreurs, *i.e.* la détermination à long terme des prix en niveau par une marge sur le coût unitaire, est acceptée. Par contre, l'indexation à court terme n'est jamais unitaire. De ce fait, le délai d'indexation du niveau des prix est relativement long : de 1 à 15 ans. Pour l'Italie et les Etats-Unis, la dynamique des prix est délicate à modéliser, sauf à introduire de façon *ad hoc* des termes retardés de croissance des prix dans l'équation. L'estimation d'un système prix-salaire dans le cas japonais est plus difficile encore, peut-être en raison de l'asymétrie de la réponses des prix et salaires aux deux chocs pétroliers. Il y a vraisemblablement un problème d'identification des équations de prix et de salaire : prix du PIB et productivité sont fortement significatifs dans l'équation de salaire, et les résultats sont affectés par le passage à une estimation simultanée¹³. L'équation de prix est caractérisée par le rejet de la spécification « à correction d'erreur » et par une indexation imparfaite des prix aux coûts en taux de croissance, résultat sans aucune justification théorique. En Allemagne et au Japon, le coût unitaire pertinent pour expliquer la variation du prix prend en compte un lissage de la productivité. Le taux d'intérêt n'apparaît jamais significatif de façon robuste dans les équations de prix.

4. Estimation d'équation de prix et de salaire : méthode adoptée

L'équation de salaire est spécifiée sous forme d'une courbe de « Phillips augmentée », à laquelle est ajoutée une force de rappel¹ :

$$(1) \quad \Delta w = c + a(L)\Delta p - bU - h\Delta U + v\Delta\pi^* - \theta(w_{-1} - p_{-1} - \pi_{-1}) \\ + f(\Delta p - \Delta p_c) + \sum d_k \cdot id_k$$

La significativité du terme de rappel θ constitue un test des modèles de négociation salariale. Le terme $\Delta\pi^*$ exprime la prise en compte des gains de productivité dans les négociations salariales ; l'introduction des « termes de l'échange internes » ($\Delta p - \Delta p_c$) permet de tester une indexation partielle sur le prix du PIB. Dans ce cas, et si la restriction $f = v$ est acceptée, il y a indexation sur l'augmentation de la valeur ajoutée par tête (sur le salaire « disponible »). Un terme h de variation du chômage significatif indique la présence d'un effet d'« hystérèse ». L'indexation complète sur l'inflation est vérifiée si le coefficient de long terme $a(1)$ est unitaire : lorsque le test permet de l'accepter, la restriction est imposée.

La spécification des équations de prix, largement consensuelle dans les travaux appliqués, est un modèle à correction d'erreur (MCE) : le niveau du prix à long terme est déterminé par un taux de marge sur le coût unitaire² :

$$(2) \quad \Delta p = \gamma + \alpha(L)\Delta(w - \pi) - \mu(p_{-1} - (w_{-1} - \pi_{-1})) \\ + \varphi(L)(\Delta\pi - \Delta\pi^*) + \eta(i - \Delta p) + \sum \delta_k id_k$$

1. w est le logarithme du salaire par tête, p_c celui de l'indice du prix de la consommation, p celui du PIB, π^* celui de la productivité lissée, U le taux de chômage, id_k la variable indicatrice de la date k ; la variation du logarithme s'interprète comme taux de croissance ; $a(L)$ est un « polynôme retard » : $a(L)\Delta p = a_0\Delta p_t + a_1\Delta p_{t-1} + \dots$

2. i est le taux d'intérêt de long terme.

13. Les résidus des deux équations sont fortement corrélés négativement.

L'indexation des prix aux coûts se fait en niveau et en taux de croissance. Si la force de rappel est significative, l'hypothèse d'élasticité unitaire à long terme entre prix et salaire est obtenue : le taux de marge est donc constant à long terme. Par contre, pour ce qui est de l'indexation en taux de croissance, on ne contraint pas l'homogénéité dynamique : $\alpha(1)$ peut différer de 1. En conséquence, à long terme, le taux de marge dépend du rythme tendanciel d'inflation.

Différentes variables peuvent influencer l'évolution des prix. Le taux d'intérêt réel peut affecter le taux de marge de long terme si les entreprises répercutent leurs charges financières ou si elles augmentent le taux de profit désiré comme le taux d'intérêt. D'autre part, plutôt que le coût unitaire de production de court terme, les entreprises peuvent prendre en compte un coût unitaire corrigé des fluctuations cycliques de la productivité (on teste alors $\varphi(1) = \alpha(1)$).

Les équations ont été estimées simultanément par la méthode des triples moindres carrés³, sur la base des spécifications obtenues par des estimations séparées (moindres carrés ordinaires). Dans la plupart des cas, la méthode d'estimation modifie peu les résultats. Les données utilisées sont celles de la base « Perspectives économiques » de l'OCDE, soit de 50 à 60 observations semestrielles pour chaque équation.

Des équations simultanées soulèvent le problème d'identification des équations. Dans le cas présent, l'équation de prix est identifiée par l'exclusion *a priori* de la variable chômage. L'équation de salaire est identifiée, car la variable de rappel, et les termes de l'échange intérieurs sont *en général* non significatifs et exclus de l'équation. Cependant, dans le cas où l'équation de salaire n'est pas identifiée (i.e. où l'équation estimée est en fait une combinaison des équations de prix et de salaire), le calcul du taux de chômage d'équilibre n'est pas affecté.

3. Afin de corriger du biais introduit par la présence de termes courants de prix et de salaires dans les équations respectives de salaires et de prix. Outre les variables postulées exogènes à la boucle prix salaires les variables instrumentales retenues sont les retards du taux de croissance des prix et salaires.

Evaluer le *NAIRU*

Quel *NAIRU* ?

Le *NAIRU* est le taux de chômage n'accélérant pas l'inflation. Pour l'évaluer à partir des relations de prix et de salaire, on résout le système prix-salaire en éliminant l'inertie nominale (i.e. les délais d'indexation). Autrement dit, on considère un sentier de moyen terme sur lequel toutes les variables nominales croissent à un taux constant. Lorsque la spécification de l'équation de salaires est une courbe de Phillips, comme cela est le cas dans les estimations précédentes, le taux de chômage d'équilibre est déterminé par :

- le taux de croissance tendancielle de la productivité du travail ;
- le taux d'inflation tendancielle, s'il n'y a pas indexation unitaire des salaires sur les prix ;
- la variation tendancielle des termes de l'échange ;
- la variation des cotisations sociales employeurs.

Calculer un taux de chômage d'équilibre implique d'effectuer des hypothèses sur l'évolution de ces variables « à l'équilibre ». Pour retracer

l'évolution du *NAIRU*, il faut déterminer des évolutions tendanciennes ou des ruptures pertinentes dans le rythme de la productivité (ou de l'inflation). Le *NAIRU* n'est affecté par les termes de l'échange ou le taux de cotisations sociales que si ces derniers présentent une tendance. Sur des périodes passées, des taux de croissance moyens significativement non nuls sont généralement observés. Cependant peut-on admettre qu'à long terme il y ait une tendance des termes de l'échange, du taux de cotisations sociales ? Aussi peut-on calculer :

— des *NAIRU* de moyen terme à partir des taux de croissance moyens rétrospectifs par périodes. Ils correspondent aux taux de chômage qui auraient été nécessaires en moyenne sur chaque période pour maintenir le taux d'inflation à son niveau initial.

— un *NAIRU* de long terme en imposant que termes de l'échange et cotisations sociales soient stables ; l'inflation est éventuellement déterminée par une cible de politique économique, et non par une valeur passée. Il correspond au taux de chômage qui sera nécessaire à l'avenir pour maintenir le taux d'inflation en supposant qu'il n'y ait pas de choc d'offre.

Le *NAIRU* de moyen-terme est donc supérieur au *NAIRU* de long terme en cas de choc d'offre défavorable (par exemple : en 1973-74 et 1980-81 en raison des chocs pétroliers) ; inférieur en cas de choc favorable (en 1986 en raison du contre-choc). Il dépend de la longueur de la période choisie (il faut une très forte hausse du taux de chômage pour revenir à l'équilibre en 1 an, une plus faible pour revenir en 5 ans). Nous présenterons ici le second type d'indicateurs, plus conforme avec l'interprétation du *NAIRU* comme point de référence à long terme.

Au Royaume-Uni, seule la variation du taux de chômage influence les salaires. Dans ce cas, on ne peut définir de *NAIRU*.

Déterminants et évolutions du *NAIRU*

Les taux de chômage d'équilibre obtenus pour l'Europe sont nettement inférieurs aux taux de chômage observés (tableau 5). Les résultats obtenus sont voisins de ceux de Confais et Muet (1994). Dans le cas de l'Allemagne, le *NAIRU* est estimé avec une moins grande précision du fait de la présence d'une « hystérèse » partielle. Au Japon, la forte prise en compte de la productivité dans la formation des salaires, ainsi que la faible répercussion des hausses de coûts par les firmes, limitent l'influence d'un choc de productivité sur le *NAIRU*. Les mêmes mécanismes jouent à un degré moindre en Italie et en Allemagne. Dans le second cas, cet effet modérateur est cependant compensé par une forte « rigidité réelle », l'ajustement de la croissance des salaires réels au nouveau rythme de productivité se faisant au prix d'une plus forte hausse du taux de chômage d'équilibre. En France, l'indexation partielle des salaires rend le niveau du chômage d'équilibre sensible à des chocs sur le taux d'inflation, comme la désinflation de la seconde partie des années quatre-vingt qui aurait contribué pour plus de deux points à la hausse du taux de chômage d'équilibre. La différence dans les réponses aux chocs dans les cas italien et français reste problématique. Ainsi des résultats opposés pour les deux pays sont obtenus par Confais et Muet (1994) : indexation partielle dans le cas italien, parfaite dans le cas français.

5. Caractéristiques des NAIRU estimés

| | USA | RFA | France | Italie | Japon |
|---|-------|------|--------|--------|-------|
| Nairu 1987-94 ¹ | 5,7 | 5,9 | 8,5 | 7,7 | 1,9 |
| Ecart-type ² | 0,24 | 1,20 | 0,28 | 1,0 | 0,12 |
| Elasticité à la productivité ³ | -1,7 | -2,3 | -1,8 | -1,1 | -0,34 |
| Elasticité à l'inflation ⁴ | -0,27 | — | -0,43 | — | -0,12 |

1. Pour l'Allemagne de l'Ouest, 1980-90.

2. Calculé pour l'ensemble de la période d'estimation, selon la méthode décrite dans l'encadré 5.

3. Variation du taux de chômage d'équilibre pour une croissance de la productivité tendancielle plus forte de un point.

4. Variation du taux de chômage d'équilibre pour un point d'inflation tendancielle supplémentaire.

Les estimations réalisées permettent de tracer un historique du taux de chômage d'équilibre et une décomposition de son évolution (tableau 6). Le ralentissement de la productivité aurait provoqué une hausse du taux de chômage d'équilibre de quatre à cinq points en Europe. Aux Etats-Unis, l'impact serait de l'ordre d'un point, tandis qu'au Japon, il serait inférieur à un demi point.

6. Contributions aux variations du NAIRU

| Pays/période | Valeur du NAIRU | Contribution de la productivité | Contribution de l'inflation |
|---------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------------------|
| USA | | | |
| 1965-73 | 5,2 | — | — |
| 1974-79 | 6,3 | 2,2 | -1,0 |
| 1980-86 | 6,0 | -1,0 | 0,6 |
| 1987-94 | 5,7 | -0,7 | 0,4 |
| RFA | | | |
| 1965-73 | 0,6 | — | — |
| 1974-79 | 3,4 | 2,8 | — |
| 1980-90 | 5,9 | 2,5 | — |
| France ¹ | | | |
| 1965-73 | 4,2 | — | — |
| 1974-79 | 4,8 | 3,4 | -2,3 |
| 1980-86 | 6,6 | 1,1 | 0,9 |
| 1987-94 | 8,5 | 0,0 | 2,4 |
| Italie | | | |
| 1965-73 | 4,8 | — | — |
| 1974-79 | 7,4 | 2,6 | — |
| 1980-86 | 8,4 | 1,0 | — |
| 1987-94 | 7,7 | -0,7 | — |
| Japon | | | |
| 1965-73 | 1,0 | — | — |
| 1974-79 | 1,0 | 0,2 | -0,2 |
| 1980-86 | 1,6 | 0,0 | 0,3 |
| 1987-94 | 1,9 | 0,1 | 0,2 |

Pour la France, la différence entre somme des contributions et variation correspond à la variable croissance du smic réel ; pour le Japon, l'équation de salaire fait intervenir l'inverse du taux de chômage, le calcul est fait par linéarisation. Les colonnes (2) et (3) fournissent les contributions de la variation de la productivité ou de l'inflation à la variation du NAIRU.

Quelle incertitude sur l'estimation du *NAIRU* ?

Les évaluations du *NAIRU* sont des fonctions des paramètres des équations de salaires et de prix, estimées à partir des données disponibles. Même si l'on dispose du véritable modèle de l'économie, les paramètres sont estimés avec une certaine imprécision. Le *NAIRU* est donc une estimation statistique, et il est souhaitable de disposer d'un écart-type, c'est-à-dire d'un intervalle de confiance.

Selon une étude de la Commission européenne (1995, voir tableaux 4 et 5 et encadré 2, pp. 149 à 151) l'écart-type de l'estimation du *NAIRU* serait, dans tous les pays, extrêmement forte. Par exemple, l'« intervalle de confiance » pour le *NAIRU* de l'UE, en 1994, s'étend de 2,8 à 18,8 % de la population active. Si tel est le cas, on devrait conclure (ce que fait l'étude de la Commission) que le *NAIRU* n'est pas une notion opératoire.

Cependant, la méthode utilisée par la Commission s'inspire d'un article de Setterfield, Gordond, Osberg (1992), qui calcule pour chaque estimation un fourchette de valeurs « acceptables » pour le *NAIRU*. Or cette fourchette n'est pas un intervalle de confiance au sens statistique du terme (encadré 5).

Les écarts-types que nous avons calculé (tableau 5) fournissent des intervalles de confiance sensiblement plus restreints que ceux obtenus par la Commission européenne. Par exemple, l'intervalle de confiance pour le *NAIRU* français est de 8 à 9 %. Il est beaucoup plus ample pour l'Allemagne de l'Ouest (3,5 à 8,3 %).

Il faut donc certes considérer l'estimation du *NAIRU* comme un ordre de grandeur plutôt que comme un chiffre précis. Mais la variance intrinsèque du *NAIRU*, en tant qu'estimation statistique, ne suffit pas à discréditer cet indicateur comme point de référence pour la politique économique : le chômage qui frappe l'Europe continentale apparaît sans ambiguïté comme supérieur au chômage d'équilibre.

5. L'écart-type du *NAIRU*

Supposons que le modèle estimé soit la relation simple : $\Delta\omega = a - b.U$, où ω est le logarithme du salaire réel dont on postule qu'à long terme il croît comme la productivité π . Le *NAIRU* est fourni par $U^* = (a - \Delta\pi) / b$. Soient σ_a et σ_b les écarts-types des estimateurs a et b .

La méthode utilisée par Setterfield et al. (1992) consiste à prendre comme fourchette plausible pour le *NAIRU* l'ensemble :

$$\left[(a - \sigma_a - \Delta\pi) / (b + \sigma_b); (a + \sigma_a - \Delta\pi) / (b - \sigma_b) \right]$$

Cette méthode consiste à faire le rapport de valeurs limites des paramètres, i.e. des bornes d'intervalles de confiance des deux paramètres pris isolément (l'article de Setterfield et al. (1992) prend certes des bornes « sévères » en ne retenant que plus ou moins un écart-type pour chacun des paramètres).

En fait, la détermination d'un intervalle de confiance *stricto sensu* requiert de calculer la variance de U^* , i.e. la variance du rapport $(a - \Delta\pi) / b$; a et b étant aléatoires.

Dans le présent article on présente ainsi des écart-types associés du *NAIRU*, qui permettent de déterminer de tels intervalles de confiance. En pratique, on réestime l'équation de salaire en la reparamétrant de façon que le *NAIRU* soit une fonction linéaire des paramètres. Ceci permet de calculer simplement sa variance.

Ainsi dans le cas simple de l'équation (1), on estime par les moindres carrés non linéaires la relation : $\Delta\omega = (1/\lambda)(\gamma - U)$

On a $\gamma = a/b$ et $\lambda = 1/b$ et donc $U^* = \gamma - \lambda(\Delta\pi)$.

La variance du *NAIRU* est alors :

$$V(U^*) = V(\gamma) + (\Delta\pi)^2 V(\lambda) - 2(\Delta\pi)\text{cov}(\gamma, \lambda)$$

Il reste que le calcul du *NAIRU* suppose que l'on dispose du vrai modèle. Une spécification fondée sur un autre concept de taux de chômage d'équilibre pourrait aboutir à une évaluation différente. L'incertitude quant à la valeur du taux de chômage d'équilibre relève principalement du choix du modèle, et de façon secondaire de l'incertitude liée à l'estimation statistique.

La conclusion principale de cette étude empirique est que la force de rappel dans les équations de salaires est généralement peu significative ; la courbe de Phillips « augmentée » demeure la spécification adaptée.

Conclusion

Différentes approches théoriques et empiriques permettent de définir un taux de chômage d'équilibre. Selon l'approche retenue, le diagnostic sur l'état du marché du travail est très différent, et le taux de chômage d'équilibre peut ou non être à son tour affecté par les ruptures dans le rythme des gains de productivité. L'approche par la courbe de Phillips explique par le ralentissement de la productivité une part importante de la hausse des taux de chômage d'équilibre ; en Europe, ceux-ci restent cependant nettement inférieurs aux taux de chômage effectif. Les nouvelles théories du marché du travail obtiennent des taux de chômage d'équilibre voisins des taux observés, et leur augmentation s'explique par des facteurs « structurels » (indemnisation du chômage, rôle des syndicats, charges salariales, ...). Au vu d'un survol des travaux empiriques et des estimations réalisées, la robustesse des « nouvelles approches » n'est pas établie. Le cadre d'analyse associé à la courbe de Phillips traditionnelle nous paraît conserver toute sa pertinence. Si on peut ainsi définir un taux de chômage d'équilibre, il reste à comprendre pourquoi les mécanismes susceptibles de ramener le chômage vers son niveau d'équilibre ne jouent pas en Europe à l'heure actuelle et pourquoi la politique économique ne se donne plus ce niveau de chômage comme objectif.

Références bibliographiques

- ARTUS P. et P.-A MUET, 1995 : *Théories du chômage*, Economica.
- BARTOLINI L. et S. SYMANSKY, 1993 : « Unemployment and Wage Dynamics in MULTIMOD », *IMF Staff Studies for the World Economic Outlook*, décembre.
- BLANCHARD O. et L. SUMMERS, 1988 : « Hysteresis and the European Unemployment Problem », in CROSS R. éd., *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, London, Blackwell.
- CAHUC P. 1993 : « Les fondements théoriques », in HENIN P.-Y. ed., 1993, *La persistance du chômage*, Paris, Economica.
- CAHUC P. et A. ZYLBERGERG, 1996 : *Economie du travail*, Bruxelles, De Boeck.
- CEPR, 1995 : « Unemployment : Choices for Europe », in *Monitoring European Integration 5*, London.
- CETTE G. et *alii.*, 1996 : « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Document de travail de l'OFCE* n°96-04, juin.
- CHAN-LEE J.-H., D.T. COE et M. PRYMES, 1987 : « Mutations microéconomiques et désinflation salariale macroéconomiques dans les années quatre-vingt », *Revue Economique de l'OCDE*, n°8, Printemps.
- COE D.T., 1985 : « Salaires nominaux, taux de chômage non inflationniste et flexibilité des salaires », *Revue économique de l'OCDE*, n°5, printemps.
- COLLARD F. et P.-Y. HÉNIN, 1993 : « Au-delà de la courbe de Phillips », chapitre V in HENIN P.-Y.ed., 1993, *La persistance du chômage*, Paris, Economica.
- COMMISSION EUROPÉENNE (Direction générale des Affaires économiques et financières), 1994 : « Rapport Economique Annuel pour 1995 », *Economie Européenne*, n°58.
- COMMISSION EUROPÉENNE Direction générale des Affaires économiques et financières), 1995 : « Rapport Economique Annuel pour 1995 » Etude n°3 : Composition du chômage dans une perspective économique, *Economie Européenne*, n°59.
- CONFAIS E. et P.-A. MUET, 1994 : « Les rigidités du marché du travail », chap. 4, in P.-A MUET ed., *Le chômage persistant en Europe*, Références/OFCE n°38.

- CORNILLEAU G., 1994 : « Données de base sur le chômage en Europe », chap 2, in P.-A MUET ed., *Le chômage persistant en Europe*, Références/OFCE n°38.
- COTIS J-Ph. et R. LOUFIR, 1990 : « Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sociales sur le coût du travail », *Economie et Prévision*, n°92-93.
- COTIS J.-Ph., R. MEARY et N. SOBCZACK, 1996 : « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Mimeo de la Direction de la Prévision*, novembre.
- CREEL J. et H. STERDYNIAK, 1995 : « Les déficits publics en Europe : causes, conséquences ou remèdes à la crise ? », *Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE*, n°54.
- DEBONNEUIL M. et H. STERDYNIAK, 1984 : « La boucle prix-salaires dans l'inflation », *Revue économique*, vol. 35, n° 2, mars.
- ELMESKOV J., 1993 : « High and Persistent Unemployment : Assessment of the Problem and its Causes », *Document de Travail du Département des Affaires Economiques de l'OCDE*, n°132.
- FRIEMANN M., 1968 : « The role of Monetary Policy », *American Economic Review*, vol 58(1).
- HECQ A. et B. MAHY, 1996 : « Testing for long run wage relationships in OCDE countries », *Contribution à la 50^e conférence internationale de l'AEA*.
- HÉNIN P.-Y. et Th. JOBERT, 1993 : « Caractérisation et mesure », chap II in HÉNIN P.-Y. ed., *La persistance du chômage*, Paris, Economica.
- JACKMAN R. et C. LEROY, 1995 : « Estimating the Nairu, the case of France », *mimeo AFSE, XLIV^e Congrès annuel*.
- LAYARD R., S. NICKELL et R. JACKMAN, 1991 : *Unemployment*, Oxford University Press.
- L'HORTY Y. et N. SOBCZAK, 1996 : « Estimation d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles française », *Document de Travail de la Direction de la Prévision*, n°96-08.
- LINDBECK A. et D. SNOWER, 1988 : *The Insider-outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press.
- LIPSEY R.G., 1960 : « The relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK- A Further analysis », *Economica*, février.

- LOUFIR R. et P. MALGRANGE, 1994 : « Y-a-t-il convergence des modes de formation des salaires en Europe ? », *Rapport de contrat pour la Direction de la Prévision*.
- Mc MORROW K., 1996 : « The Wage Formation Process and Labour Market Flexibility in the Community, the US and Japan », *European Commission Economic Papers*, n°118, octobre.
- MANNING A., 1993 : « Wage Bargaining and the Phillips Curve : the Identification and Specification of Aggregate Wage Equation », *The Economic Journal*, Vol. 103, N°416, p. 98-118.
- MIMOSA, 1990 : « MIMOSA, une modélisation de l'économie mondiale », *Revue de l'OFCE*, n°30, juillet.
- MIMOSA, 1996 : « La nouvelle version de MIMOSA, modèle de l'économie mondiale », *Revue de l'OFCE*, n°58, juillet.
- PHILLIPS A.W., 1958 : « The relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK, 1861-1957 », *Economica*, novembre.
- SAMUELSON P.-A. et R. 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 HART P., G. MILLS G et J.K. WHITTAKER ed, *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London, Butterworths.
- SCHAPIRO C. et J.E. STIGLITZ, 1984 : « Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device », *American Economic Review*, juin.
- SETTERFIELD M.A., D.V. GORDON et L. OSBERG, 1992 « Searching for a Will o' the Wisp - an empirical study of the NAIRU in Canada » *European Economic Review*, n°36.
- TORRES R. et MARTIN J., 1990 : « Mesure de la production potentielle dans les sept grands pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE*, n°14, printemps.
- WYPLOSZ Ch., 1987 : « La France en 1986 : bilan et perspectives », *Revue économique*, n°3, vol. 38, mai.

ANNEXE

Les équations estimées sont les équations 1 et 2, avec les amendements suivants :

- pour la France, l'équation inclut un terme de croissance du smic réel ;
- pour le Royaume-Uni, la variable associée au coefficient h est $U - (U_{-1} + U_{-2}) / 2$;
- pour le Japon, le coefficient b est associé à la variable $(-1/U)$;

Les paramètres non rapportés indiquent une variable non significative et exclue de la régression.

ρ est le coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations estimé par les triples moindres carrés.

$a(1)$ est le coefficient de long terme : $a(1) = a_0 + a_1 + \dots$

* indique une restriction testée et acceptée ; ° indique un coefficient contraint ; ser : écart type des résidus ; DW : statistique de Durbin-Watson ; t de Student entre parenthèses
Le taux de chômage est exprimé en pourcentage de la population active ; le taux de croissance est la différence semestrielle du logarithme ; le taux d'intérêt s est avéré non significatif dans l'équation de prix.

Période d'estimation : 1965:1-94:2, sauf France (1970:1-94:2) et RFA (1965:1-90:2).

Détermination des prix et salaires : résultats par pays

Le système d'équation estimé est le suivant (c f. encadré 3) :

$$(1) \quad \Delta w = c + a(L)\Delta p - bU - h\Delta U + v\Delta\pi^* - \theta(w_{-1} - p_{-1} - \pi_{-1}) \\ + f(\Delta p - \Delta p_c) + \sum d_k \cdot id_k$$

$$(2) \quad \Delta p = \gamma + \alpha(L)\Delta(w - \pi) - \mu(p_{-1} - (w_{-1} - \pi_{-1})) \\ + \varphi(L)(\Delta\pi - \Delta\pi^*) + \eta(i - \Delta p) + \sum \delta_k id_k$$