

# LE CHOMAGE D'EQUILIBRE EN FRANCE

## Une évaluation

Jean-Philippe COTIS, Renaud MEARY, Nicolas SOBCZAK

**Document de travail**  
**N° 96-14**  
**Décembre 1996**

**LE CHOMAGE D'EQUILIBRE EN FRANCE**  
**Une évaluation**

**Jean-Philippe COTIS, Renaud MEARY, Nicolas SOBCZAK**

**DOCUMENT DE TRAVAIL**

**N° 96-14**

**Décembre 1996**

**Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.**

**MINISTERE  
DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES  
DIRECTION DE LA PREVISION  
139, rue de Bercy - Bâtiment VAUBAN  
75572 - PARIS CEDEX 12**

---

## Sommaire

---

<b>Résumé</b>	3
<b>Introduction</b>	4
<b>I - Les limites d'une approche "courbe de Phillips" traditionnelle</b>	6
I.1 - Le NAIRU comme taux de chômage implicite stabilisant la dynamique des prix et des salaires	6
I.2 - Le NAIRU estimé par cette méthode n'explique pas la dérive du taux de chômage depuis vingt ans	8
<b>II - Un modèle de négociations salariales avec accumulation du capital endogène</b>	12
II.1 - L'équilibre de court terme	13
II.2 - L'équilibre de long terme avec accumulation du capital endogène	16
<b>III - Estimations et interprétation des résultats</b>	18
III.1 - La stratégie d'estimation retenue	18
III.2 - Un modèle qui semble compatible avec les données	23
<b>Bibliographie</b>	28

---

## Résumé

---

Les méthodes traditionnelles d'analyse du marché du travail, telles que les courbes de Phillips, rendent difficilement compte de la montée régulière du chômage en Europe. Cette étude s'inscrit donc davantage dans la filiation des modèles *Wage Setting - Price Setting* à la Layard - Nickell - Jackman, dans lesquels le chômage d'équilibre dépend explicitement de variables telles que la fiscalité du travail, les revenus de remplacement ou le degré de concurrence. A la différence de la plupart des travaux antérieurs, elle s'efforce en outre d'explorer - sous les angles théorique et empirique - l'hypothèse selon laquelle le taux d'intérêt réel pourrait avoir un effet durable sur le taux de chômage d'équilibre.

L'analyse s'appuie sur un modèle de négociations salariales augmenté d'une demande de capital, et donc d'un processus endogène d'accumulation du capital. L'élaboration de ce cadre d'analyse enrichi offre l'occasion de "revisiter" la liaison entre taux d'intérêt réel, productivité apparente du travail et chômage d'équilibre. Elle permet notamment d'examiner la robustesse théorique de l'hypothèse souvent formulée selon laquelle les mouvements de la productivité du travail et du taux d'intérêt réel n'ont jamais d'incidence sur le niveau de long terme du chômage d'équilibre.

Les résultats obtenus à l'aide d'une stratégie d'estimation multivariée montrent que ce modèle semble compatible avec les données dans le cas français. A l'issue de ce travail, il apparaît que l'évolution du chômage d'équilibre trouverait son origine dans l'élévation régulière du prélèvement fiscal-social depuis le début des années soixante-dix et dans celle des taux d'intérêt réels depuis le début des années quatre-vingt. De plus, le taux de chômage d'équilibre s'établirait aujourd'hui autour de 10 %, soit 2 points en-dessous du taux de chômage effectif.

---

## Introduction

---

La persistance d'un chômage élevé, en France tout comme dans le reste de l'Europe, reste un phénomène mal compris. Les explications circonstanciées abondent : chocs pétroliers, infléchissement des gains de productivité, désinflation des années quatre-vingt, déséquilibres des *policy mix*, tout comme les facteurs de nature structurelle, tels que le manque de flexibilité des marchés du travail, le poids excessif des systèmes de prélèvement et de redistribution. Pour autant, il n'existe pas de diagnostic clair des causes et des mécanismes qui ont conduit à la montée du sous-emploi depuis le début des années soixante-dix.

Confrontés à la complexité et à la diversité des problèmes posés par la persistance d'un niveau de chômage élevé, les économistes ont éprouvé une grande difficulté à faire évoluer leurs instruments d'analyse empirique. Aujourd'hui encore le débat reste vif parmi les praticiens entre les tenants de l'approche traditionnelle, inspirée des travaux de Phillips et de Friedman, et les avocats des méthodes « modernes », qui se fondent tout à la fois sur les travaux théoriques tels que ceux de Layard, Nickell et Jackman (1991) et sur les progrès récents de l'économétrie. Etablir une hiérarchie entre ces deux démarches n'est pas chose facile, car il n'existe pas de critère unique à l'aune duquel évaluer leurs performances respectives.

Les économistes assignent en effet un double objectif aux boucles prix-salaires qu'ils ont coutume d'utiliser : expliquer l'évolution des grandeurs nominales (prix, salaires) au cours du temps ; rendre compte par ailleurs de l'évolution de long-terme du chômage.

L'évolution qu'a connue le chômage au cours des vingt dernières années s'est plus ou moins bien prêtée à la poursuite de cette double ambition. Elle l'a facilitée aux Etats-Unis, où le chômage a semblé fluctuer de manière cyclique autour d'une valeur centrale de niveau "modeste". Elle l'a singulièrement compliquée en Europe, où le chômage est apparu non stationnaire et continûment croissant depuis le début des années soixante-dix.

La complexité du contexte européen a fortement contribué à affaiblir la portée des méthodes tradi-

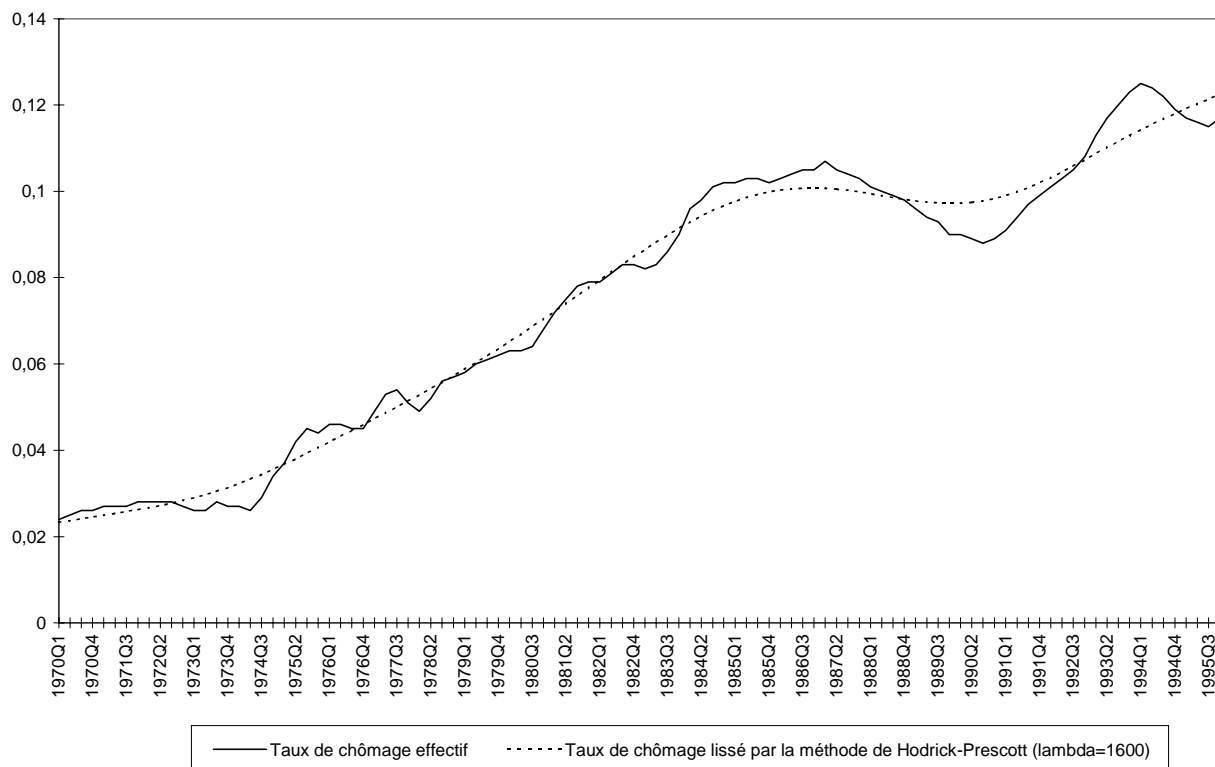
tionnelles telles que les courbes de Phillips. Elles n'en continuent pas moins cependant de jouer un rôle précieux dans l'explication des évolutions salariales, une fois connus le niveau du chômage et son évolution. Ce rôle est d'ailleurs conforme à la vocation originale des courbes de Phillips, qui avaient été conçues comme des équations retraçant l'ajustement des salaires autour d'un point d'équilibre du marché du travail. En tant qu'instrument d'évaluation du taux de chômage d'équilibre et plus encore d'analyse de ses évolutions, les courbes de Phillips n'ont en revanche, et presque par construction, qu'un pouvoir explicatif modeste. Elles ne pourraient en effet trouver tout leur sens, statistiquement et économiquement, que si le taux de chômage était stationnaire et si l'on disposait par ailleurs d'une théorie convenable de la formation du chômage d'équilibre.

Ces difficultés ont conduit bien des institutions chargées du conseil de politique économique à déconnecter les deux versants de l'analyse du marché du travail. L'évolution des salaires y est explicitée - et de manière souvent satisfaisante - à l'aide de courbes de Phillips augmentées ; l'analyse du chômage, notamment la décomposition entre ses composantes keynésiennes/cycliques et structurelles, est opérée quant à elle à l'aide de techniques *ad hoc* (calculs d'*output gap*, tendances stochastiques de chômage comme, par exemple, dans le graphique 1) ou en calculant à partir d'une équation de salaire le taux de chômage, réputé stationnaire, qui stabilise l'inflation.

Dans l'hypothèse, bien corroborée en Europe, où le chômage n'apparaît pas stationnaire, ces approches ne conduisent pas nécessairement à des évaluations robustes de sa composante structurelle. Elles ont en outre peu à dire sur la nature des phénomènes impliqués dans l'élévation quasi-continue du sous-emploi.

Dans un tel contexte, il n'est donc pas surprenant que les travaux menés en Europe depuis une quinzaine d'années aient souhaité aller au-delà de l'ambition initiale des courbes de Phillips - i.e. expliquer l'évolution des salaires conditionnellement à celle du chômage - en fournissant cette fois-ci une analyse conjointe de la formation du salaire et du chômage d'équilibre, à l'aide de déterminants structurels clairement identifiés.

**Graphique 1 : estimation statistique du chômage**



Cette démarche, très ambitieuse, a été poursuivie dans de nombreux travaux, qui font maintenant une part importante à l'hypothèse d'un chômage involontaire non keynésien. S'appuyant sur le renouvellement des théories du marché du travail, elle a conduit à explorer des pistes très diverses - rôles respectifs des revenus de remplacement, des salaires minimum, des prélèvements sociaux et fiscaux, pouvoir de marché des entreprises et de négociation des syndicats, congruence des offres et des demandes d'emploi - sans aboutir encore à un diagnostic véritablement clair et robuste des causes du chômage européen.

Ce papier s'efforce, à partir de l'exemple français, de montrer l'utilité et les limites des approches traditionnelles et d'explorer ensuite de manière systématique les possibilités offertes par les approches « modernes ».

Le cadre d'analyse retenu, aujourd'hui bien connu, est celui proposé par Layard, Nickell et Jackman (1991) dans lequel le chômage peut avoir une forte composante structurelle qui ne relève pas pour autant du chômage volontaire. Le niveau du chômage apparaît alors comme la mani-

festation d'un conflit de répartition de la valeur ajoutée (i.e. la « bataille des taux de marge » évoquée par C. Bean).

Ce travail s'inscrit donc dans la filiation des modèles *Wage Setting - Price Setting* et s'efforce de mettre en évidence les déterminants traditionnels du chômage évoqués par la littérature empirique. A la différence de la plupart des travaux antérieurs, il s'efforce en outre d'explorer - sous l'angle théorique et empirique - l'hypothèse selon laquelle le taux d'intérêt réel pourrait avoir un effet durable sur le taux de chômage d'équilibre<sup>(1)</sup>. Les estimations proposées ici montrent que cette hypothèse n'est pas rejetée par les données dans le cas français.

(1) Cette hypothèse a été longuement explorée dans les travaux de J.P. Fitoussi et E. Phelps - "The Slump in Europe", 1988, Basil Blackwell, et de nouveau E. Phelps - « Structural Slumps », 1994, Harvard University Press. Les mécanismes évoqués par les auteurs sont cependant différents de ceux qui sont envisagés dans le présent papier.

A l'issue de ce travail, il apparaît que l'évolution du chômage d'équilibre trouverait son origine dans l'élévation régulière du prélèvement fiscal-social depuis le début des années 70 et dans celle des taux d'intérêt réels depuis le début des années 1980. De plus, le taux de chômage d'équilibre s'établirait aujourd'hui autour de 10 %, soit 2 points en-dessous du taux de chômage effectif.

Cette approche est évidemment encore très incomplète, en ce qu'elle reste très agrégée, statique, et partielle. Ainsi, **les problèmes de demande ne sont pas explicitement traités, tout comme sont ignorées les contreparties des prélèvements (sous forme de revenus futurs ou de services d'assurance) supportés par les salariés.** L'absence de certaines variables, comme le pouvoir de marché des entreprises et celui de négociation des syndicats, perturbe les estimations, qui sont effectuées à un niveau très agrégé. Néanmoins, les résultats obtenus fournissent un éclairage intéressant sur les causes, encore mal comprises, de la montée du chômage en France.

Cette approche, enfin, ne traite pas en détail des problèmes d'hystérèse du taux de chômage. Cette omission trouve sa justification dans des considérations diverses : l'absence de confirmation sur données françaises d'une hypothèse d'hystérésis forte (voir, par exemple, Cotis-Mihoubi, 1990) ; le caractère un peu tautologique, ensuite, de l'hypothèse : il y aurait du chômage, parce qu'il y a eu du chômage ; le sentiment, enfin, que la non stationnarité du chômage ne constitue en aucune manière une preuve de l'existence d'un effet d'hystérésis : il suffit en effet que les déterminants du chômage d'équilibre connaissent eux-mêmes des évolutions persistantes pour que le chômage apparaisse persistant.

---

## I - Les limites d'une approche "courbe de Phillips" traditionnelle

---

**L'estimation du taux de chômage n'accéléral pas l'inflation (NAIRU) par une boucle prix-salaires standard ne rend pas bien compte de l'évolution du taux de chômage depuis 1970.**

*L'estimation d'un NAIRU à partir d'une boucle prix-salaires représente le moyen le plus standard d'évaluer le chômage structurel. L'écart du taux de chômage effectif au NAIRU est en effet un indicateur important des tensions inflationnistes*

*sur le marché du travail. Il constitue dans les travaux d'analyse appliquée une référence pour la conduite de la politique monétaire, comme l'attestent les discussions récurrentes sur le niveau exact du NAIRU aux Etats-Unis. En pratique, le NAIRU est dérivé de la confrontation d'une équation de prix, exprimant le comportement de marge des producteurs, à une équation de salaires, dont les fondements se limitent à la mise en évidence d'une courbe de Phillips augmentée. Il apparaît donc davantage comme une mesure implicite du chômage stabilisant l'inflation que comme un concept d'équilibre.*

*La mise en oeuvre de cette méthode conduit à retenir un NAIRU prenant une valeur moyenne de 8.5 % sur l'ensemble de la période, pour une valeur actuelle proche de 8 %. Ce dernier chiffre est à considérer avec une extrême prudence pour deux raisons. La première tient à la très grande volatilité du NAIRU "brut", qui rend nécessaire un lissage dont le degré conditionne largement la valeur obtenue en fin de période. En outre, le caractère stationnaire du NAIRU ne lui permet pas d'expliquer la dérive du taux de chômage depuis vingt ans. Si cette méthode est susceptible d'apporter des renseignements utiles sur l'état des tensions inflationnistes en France, sa capacité à appréhender correctement les déterminants du chômage structurel paraît en revanche très limitée.*

### I.1 - Le NAIRU comme taux de chômage implicite stabilisant la dynamique des prix et des salaires

#### I.1.1 - L'équation de salaire : la mise en évidence d'un effet Phillips

Depuis le travail initial de Phillips, l'équation de salaire d'une boucle prix-salaire exprime la sensibilité des revendications des salariés aux déséquilibres du marché du travail. Cet effet Phillips, fondé sur des considérations empiriques, consiste à faire dépendre le taux de croissance des salaires du taux de chômage.

Par ailleurs, les salariés ne sont pas victimes d'illusion nominale à long terme ; c'est donc plus sur la base de leur pouvoir d'achat que sur leur salaire nominal qu'ils forment leurs revendications salariales. C'est la raison pour laquelle on spécifie généralement une courbe de Phillips augmentée des anticipations de prix, en mesurant l'impact de l'évolution des prix sur l'évolution des salaires. En raison de rigidités nominales, dues aux contrats salariaux par exemple, ou d'illusion nominale des

salariés à court terme, il existe des délais d'indexation des salaires sur les prix à la consommation, ce qui nécessite d'introduire un certain nombre de retards dans la dynamique de l'équation. A long terme néanmoins, on retient une hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur les prix, exprimant l'absence d'illusion nominale des salariés.

D'autres variables, susceptibles d'influencer les revendications des salariés, peuvent aussi être introduites dans l'équation de salaire. L'incidence de la fiscalité pesant sur le travail est évaluée en testant le rôle d'une variable de coin salarial (*wedge*) ou d'une de ses composantes<sup>(2)</sup> dans l'équation de salaire. L'impact des gains de productivité ou des revenus de remplacement, tels que les allocations chômage, peut aussi être testé, tout comme les conséquences de l'existence d'un salaire minimum. Il s'agit là toutefois d'une approche essentiellement économétrique, dont les fondements théoriques ne sont jamais explicités. Des variables indicatrices peuvent enfin améliorer ponctuellement l'explication de l'évolution des salaires, en particulier celles correspondant aux périodes de blocage ou de contrôle des salaires.

Finalement, l'équation de salaire que l'on se propose d'estimer est de la forme suivante :

$$A(L)ds = B(L)dpc - C(L)u + E(L)Z_w + C^{te}$$

où  $s$  désigne le salaire brut,  $pc$  l'indice des prix à la consommation,  $u$  le taux de chômage et  $Z_w$  les variations des composantes du coin salarial, les coups de pouce sur le SMIC, l'évolution des revenus de remplacement, des variables indicatrices, voire les gains de productivité du travail<sup>(3)</sup>. L'hypothèse d'une indexation *de facto* unitaire des salaires sur les prix de consommation à long terme impose par ailleurs que  $A(1) = B(1)$ . Cette contrainte pourra être explicitement testée et acceptée.

### 1.1.2 - L'équation de prix : l'application d'un mark-up sur coûts unitaires constants

L'équation de prix d'une boucle prix-salaires traduit le comportement de marge des employeurs. Celui-ci se déduit du programme de maximisation du profit de l'entreprise, et s'exprime, sous l'hypo-

thèse d'une fonction de production Cobb-Douglas, par :

$$(1) \quad Pva = M \cdot \frac{S(1+t_1)L}{Q}$$

où  $M$  désigne le *mark-up* sur coût salariaux désiré par l'employeur,  $L$  l'emploi,  $Q$  la valeur ajoutée,  $S$  le salaire brut,  $t_1$  le taux de cotisation sociales employeurs et  $Pva$  le prix de la valeur ajoutée.

En logarithme et après différentiation, cette relation s'écrit :

$$dpva = ds - d\Pi + dt_1 \quad \text{où } \Pi \text{ désigne la productivité apparente du travail (en log).}$$

Finalement, la définition des termes de l'échange comme la différence entre le prix de la consommation et celui de la valeur ajoutée permet d'obtenir l'équation de prix à la consommation suivante :

$$dpc = ds - d\Pi + dt_1 + dte = ds + Z_p, \quad \text{avec } Z_p = dt_1 + dte - d\Pi$$

### 1.1.3 - Le NAIRU stabilise la dynamique du système

La dérivation du NAIRU à partir du système d'équations représenté par l'équation de salaire et de prix se fait par l'élimination des variables de salaire et de prix (à long terme on a en effet  $dpc = dpc_{-1}$  et  $ds = ds_{-1}$ ). Il apparaît donc non pas véritablement comme un concept d'équilibre, mais comme le noyau implicite d'un système d'équations de prix et de salaires permettant de stabiliser la dynamique conjointe de ces deux variables. Si l'on connaît les variables dont il dépend, on ne sait rien, en revanche, de la nature exacte des canaux par lesquels il est affecté.

A long terme, le système précédent s'écrit :

$$\text{équation de prix : } dpc = ds + Z_p$$

$$\text{équation de salaire : } ds = dpc - aU + eZ_w$$

$$\text{avec } e = \frac{E(1)}{A(1)}$$

Dès lors, le NAIRU s'exprime par :

$$U^* = \frac{Z_p + eZ_w}{a}, \quad \text{avec } a = \frac{C(1)}{A(1)}$$

Il dépend donc potentiellement des gains de productivité du travail, des variations des diverses composantes du *wedge* et de toute autre variable que l'équation de salaire permettrait d'exhiber.

(2) Celles-ci sont les termes de l'échange, les taux de cotisations employeurs et salariés, le taux d'IR et la fiscalité indirecte. Pour plus de détails, voir *II infra* ou L'Horty-Méary-Sobczak (1994).

(3) Toutes les variables sont exprimées en logarithme, à l'exception du taux de chômage.



## I.2 - Le NAIRU estimé par cette méthode n'explique pas la dérive du taux de chômage depuis vingt ans

### I.2.1 - L'équation de salaire

L'estimation de la courbe de Phillips a été réalisée de façon très classique, en retenant une spécification largement répandue dans les modèles économétriques. Elle porte sur la période 1970.1-1995.4 et est effectuée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Elle présente spontanément une indexation de long terme des salaires sur les prix de consommation proche de 1. Cette contrainte est donc facilement acceptée, et la courbe de Phillips de court terme estimée est :

$$\begin{aligned}
 d(s-p_c) &= 0.5672 d(s-p_c)_{-1} - 0.7267 (dp_c - dp_{c-1}) \\
 &\quad (9.75) \quad (-14.15) \\
 &+ 0.0471 (dte - dte_{-1}) - 0.0461 U - 0.4517 dU \\
 &\quad (-1.88) \quad (-4.59) \quad (3.95) \\
 &- 0.1097 dt_1 + 0.0301 coupouss - 0.0085 I823 \\
 &\quad (-2.1) \quad (1.16) \quad (-3.54) \\
 &\quad - 0.0056 I832 + 0.0056 \\
 &\quad \quad (-2.42) \quad (5.49)
 \end{aligned}$$

La réaction des salaires aux prix de consommation est rapide, puisqu'elle est de 30 % après un trimestre et de 70 % après deux trimestres, pour être quasiment intégrale au bout d'un an. Les seules composantes significatives du coin salarial sont les cotisations employeurs et les termes de l'échange intérieurs. Ces derniers apparaissent en différence seconde (contrainte testée et acceptée au seuil de 5 %), ce qui signifie qu'un choc pétrolier ou une hausse de la TVA entraînent une hausse rapide des salaires nominaux. Ceci confirme la faible inertie nominale des salaires et leur forte rigidité réelle vis-à-vis de la fiscalité indirecte ou du prélèvement par l'extérieur mais pas des prélèvements directs puisque les salaires restent insensibles aux variations de cotisations salariés ou d'IR.

Cette dernière remarque est nuancée par la présence du terme de cotisations employeurs, avec un signe certes négatif mais différent de  $A(1)$ , ce qui suggère que **les salariés ne considèrent que partiellement ce prélèvement comme une source de revenus futurs ou le paiement d'un service d'assurance**. En effet, lorsque le taux de cotisations employeurs augmente, les salariés ne

semblent pas consentir spontanément à une baisse équivalente de leur rémunération nette.

Le chômage pèse de manière significative sur la croissance des salaires réels. Cette influence met en jeu le niveau du chômage proprement dit et également sa variation.

La coexistence d'un effet de niveau et de variation du chômage au sein d'une même équation de salaire peut être interprétée éventuellement, mais pas nécessairement, comme la manifestation d'une hysteresis partielle du taux de chômage<sup>(4)</sup>. Dans cette hypothèse, le NAIRU est alors une combinaison linéaire d'une composante structurelle  $U^*$  et du niveau de chômage de la période précédente.

Une autre interprétation, plus critique et tout aussi plausible, renvoie à la faiblesse des fondements théoriques de la courbe de Phillips. Cette dernière ne serait que la version tronquée et "détériorée" d'un modèle de formation des salaires avec correction d'erreur. Dans le modèle complet, l'équilibre permet de déterminer le niveau du chômage et le niveau, plutôt que la variation, du salaire réel. L'apparition d'un terme de variation du chômage dans la dynamique de court terme de l'équation de salaire devient alors tout-à-fait naturelle, sans qu'il soit besoin de faire référence à un quelconque effet d'hystérèse<sup>(4)</sup>.

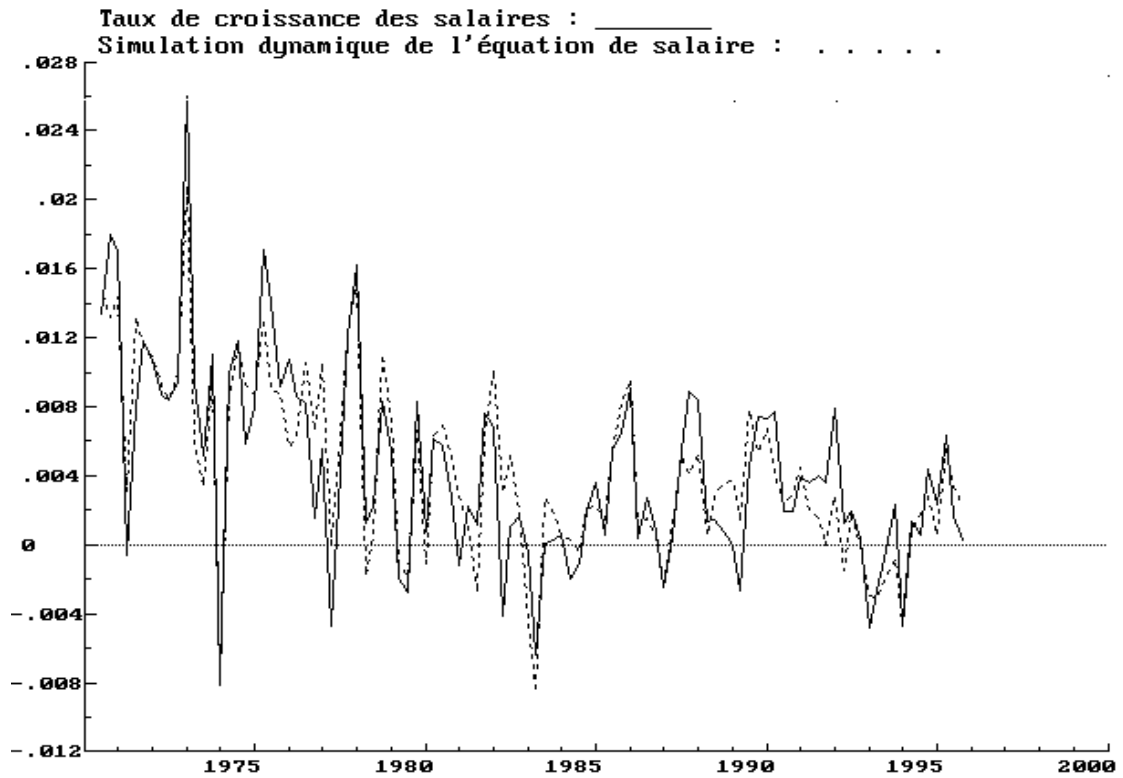
L'équation présentée ci-dessus appelle deux remarques.

D'une part, elle explique convenablement le taux de croissance observé des salaires ( $R^2=0.86$ ), comme le confirme une simulation dynamique menée sur l'ensemble de la période (voir graphique 2 ci-après). A la différence des équations de consommation ou d'investissement, son succès empirique ne se dément pas dans la période récente. Elle reste donc un instrument central de prévision et d'analyse de la formation des salaires en termes appliqués.

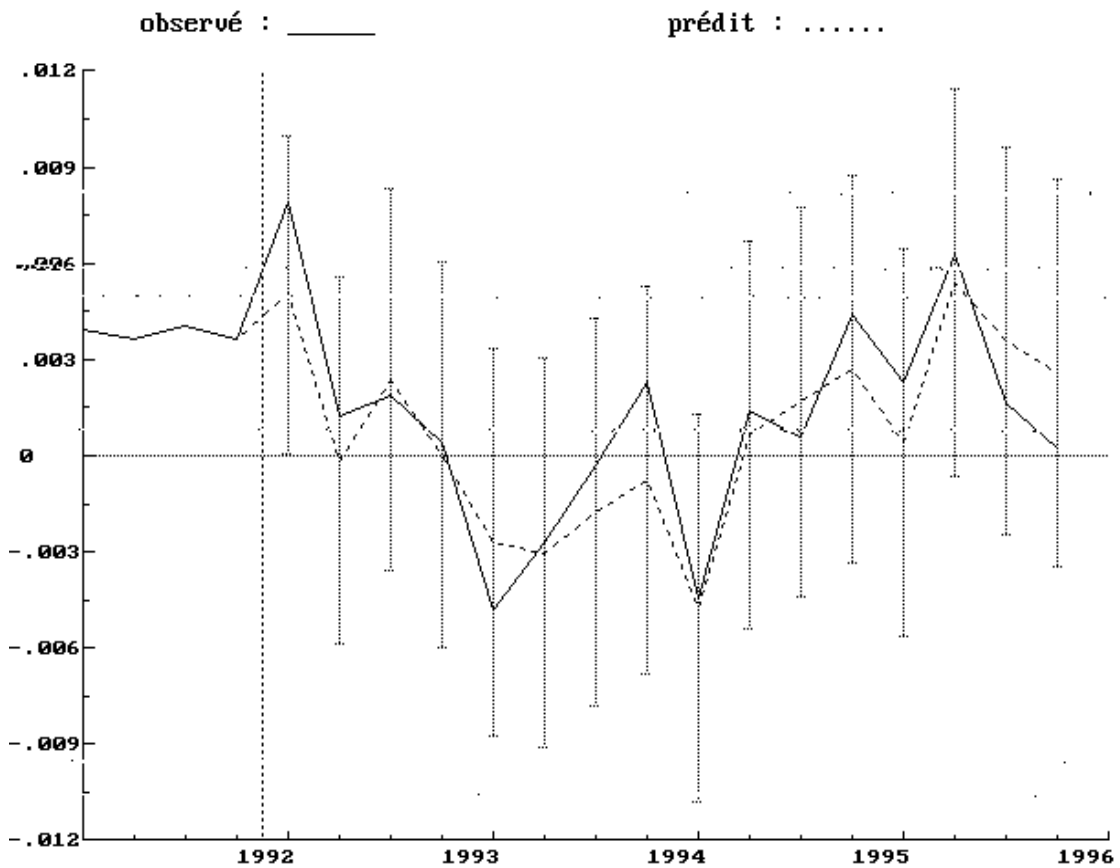
D'autre part, elle se comporte bien en prévision, comme le montre le graphique 3 comparant la série observée et la prévision faite entre 1992 et 1995 sur la base d'une équation estimée jusqu'en 1991. Ce graphique suggère aussi une bonne stabilité de l'équation sur la fin de la période. Ce point est confirmé sur l'ensemble de la période par des estimations récursives, qui mettent en évidence la stabilité de l'ensemble des coefficients de l'équation.

(4) cf. Cotis-Mihoubi, 1990.

**Graphique 2 : simulation dynamique de l'équation de salaire**



**Graphique 3 : taux de croissance des salaires**



**1.2.2 - D'après un lissage "moyen", rendu nécessaire par la forte volatilité du NAIRU, celui-ci s'établirait actuellement autour de 8 %**

Nous avons choisi de ne pas estimer d'équation de prix, en considérant que le NAIRU est une notion d'équilibre de moyen-long terme, et que le taux de marge des entreprises est à peu près constant à cet horizon. Pouvoir disposer grâce à la théorie d'une forme structurelle de l'équation de prix permet de faire l'économie d'une estimation économétrique. Ce n'est pas le cas pour la courbe de Phillips dont les fondements théoriques sont, rappelons-le, très ténus.

Le NAIRU se déduit du système composé de l'équation de prix et de la courbe Phillips de long terme, dérivée de la courbe de Phillips de court terme en imposant d'une part  $dpc = dpc_{-1}$  et  $ds = ds_{-1}$  : et d'autre part  $dU=0$  :

$$dpc = ds - d\Pi + dt_1 - dte$$

$$d(s-pc) = -0.1065U - 0.2535dt_1 + 0.0695coupouss - 0.0196 I823 - 0.0129 I832 + 0.0129$$

L'expression du NAIRU est alors :

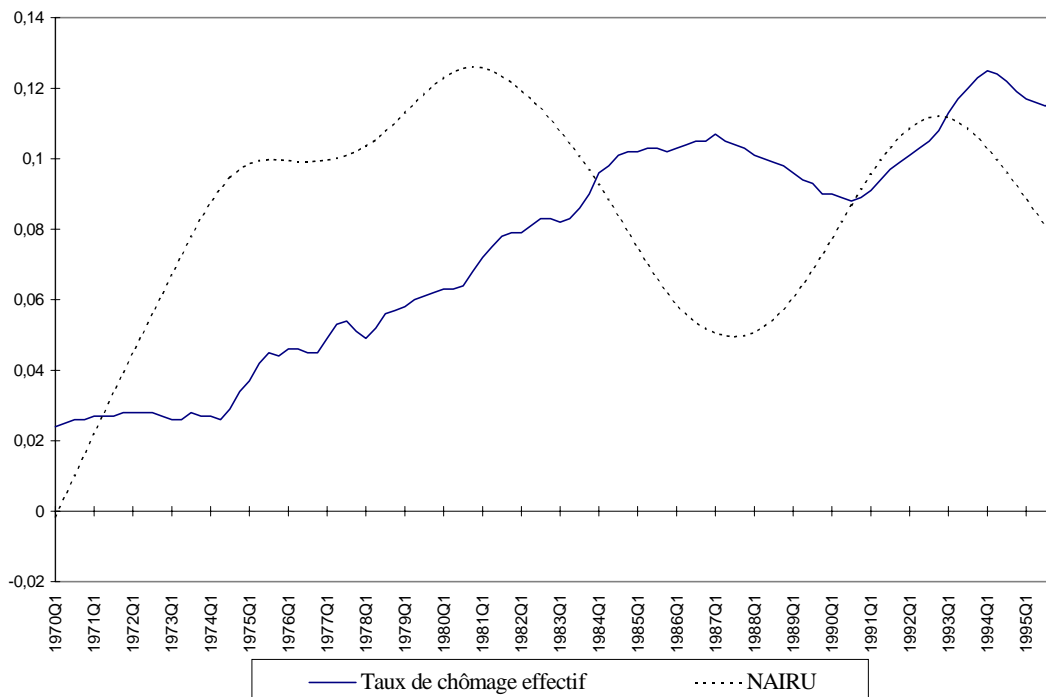
$$U^* = -9.39d\Pi + 9.39dte + 7.01dt_1 + 0.65coupouss - 0.18 I823 - 0.12 I832 + 0.12$$

Il dépendrait donc positivement des variations des termes de l'échange, de celles du taux de cotisations employeurs et transitoirement des coups de pouce donnés au SMIC (cet effet n'est cependant pas très significatif au plan statistique). Il décroît en revanche avec les gains de productivité du travail. Sa moyenne sur la période est de 8,5, ce qui correspond mécaniquement à la moyenne du chômage effectif sur toute la période d'estimation.

Comme il dépend de variables exprimées en différence première, le NAIRU ainsi calculé est très volatil. Dans ce cas d'espèce, il prend successivement des valeurs négatives et des valeurs pouvant excéder 30 %, selon la taille des chocs affectant la productivité, les termes de l'échange ou les cotisations employeurs.

Nous avons donc lissé ce NAIRU "brut" par le filtre de Hodrick-Prescott, en utilisant une valeur standard pour le paramètre de lissage ( $\lambda = 1600$ ). Des essais avec d'autres valeurs ( $\lambda = 100, 500, 1000, 100000$ ) montrent que celle-ci s'avère la plus satisfaisante dans l'arbitrage entre stabilité et lisibilité auquel nous sommes confrontés.

**Graphique 4 : NAIRU calculé à partir d'une boucle prix-salaire standard (lissage par la méthode Hodrick-Prescott, lambda=1600)**



(5) Cette hypothèse est sans doute un peu simplificatrice puisque le taux de marge des entreprises, s'il est bien revenu aujourd'hui à son niveau du début des années 70, n'apparaît cependant pas stationnaire en France au cours de la période 1970-95. Les phénomènes qui

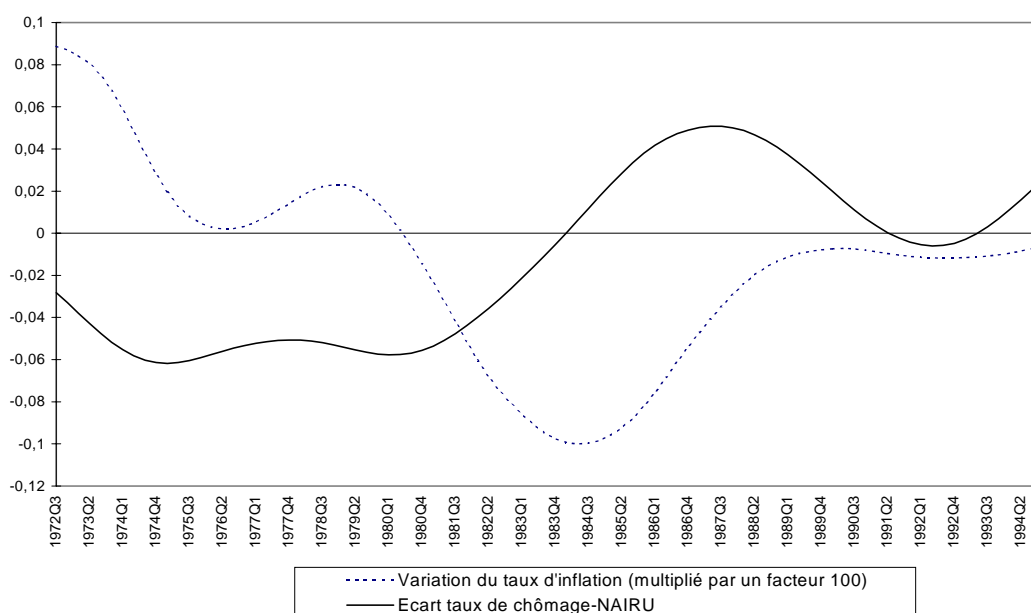
peuvent expliquer cette "anomalie" font l'objet d'un travail en cours par Cotis et Rignols. Ils ne conduisent pas toutefois à rejeter l'existence d'une équation structurelle de prix dans le très long terme.

Le NAIRU correspondant (cf. graphique 4) permet de bien repérer les deux chocs et le contre-choc pétroliers, ainsi que le fléchissement du rythme de croissance de la productivité du travail depuis le début des années 1990 et la baisse récente du taux de cotisations employeurs. D'après le lissage retenu, il se situerait autour de 8 % à la fin de la période. En outre, son écart au taux de chômage effectif correspond de façon satisfaisante à l'accélération des prix : il est globalement positif dans les phases d'augmentation de l'inflation et négatif durant celles de désinflation (cf. graphique 5). Toutefois, son profil et l'écart important qui le sépare du taux de chômage effectif

révèlent son incapacité à expliquer la montée du taux de chômage depuis vingt ans. Ce constat incite notamment à s'interroger sur la robustesse d'une analyse qui ne permet pas d'exhiber un écart quasi-stationnaire, proche de l'*output gap*, avec le taux de chômage effectif.

Sous l'hypothèse d'hystérèse partielle, et donc en intégrant au NAIRU une composante liée au taux de chômage effectif, il serait alors possible de rapprocher l'évolution du NAIRU et celle du chômage. Cette plus grande proximité aurait cependant pour contrepartie une relative indétermination du NAIRU.

**Graphique 5 : Ecart au chômage effectif et variation de l'inflation**



### 1.2.3 - Les limites inhérentes au concept de NAIRU rendent délicate son interprétation en termes de chômage structurel

Le NAIRU calculé ci-dessus représente le niveau du taux de chômage qui stabilise à long terme les tensions inflationnistes. Son intérêt est double. Il se modifie tout d'abord dès que l'un des déterminants de l'évolution des prix ou des salaires varie, pour annuler à terme les tensions inflationnistes générées par ce choc. Il peut donc apporter des informations sur les contributions des différents déterminants du chômage structurel à son évolution.

Par ailleurs, sa confrontation au taux de chômage effectif permet de nous renseigner sur l'état des tensions inflationnistes dans le pays à un instant donné, et il peut constituer par là un indicateur utile quoique très incomplet de politique économique. Lorsque, par exemple, le taux de chômage

effectif devient supérieur au NAIRU une politique de demande peut être envisagée pour faire décroître le chômage sans nécessairement déclencher une aggravation des tensions inflationnistes<sup>(6)</sup>.

Plusieurs critiques peuvent néanmoins être adressées à cette méthode d'obtention d'un chômage d'équilibre. Elles ont été notamment développées pour le cas français dans une série d'articles (cf. pour un travail récent L'Hority et Thibault, 1995), dont nous résumons ici les arguments principaux.

La plus fondamentale vient de l'absence totale de fondements microéconomiques sous-tendant le concept de NAIRU. On est ici confronté à une mesure purement économétrique, et de ce fait un

(6) Dans un tel contexte, il faut distinguer l'effet "désinflationniste" qu'entraîne un niveau de chômage élevé de l'effet inflationniste associé à une réduction du chômage.

peu aveugle, du chômage d'équilibre. Cette mesure sans théorie ("*measurement without theory*") n'est pas très satisfaisante et reste difficile à interpréter, dans la mesure où les déterminants structurels du chômage d'équilibre restent très mal connus, de même que les mécanismes économiques concourant à la formation du chômage<sup>(7)</sup>.

Une seconde critique met en cause la spécification en taux de croissance et sans terme de rappel des équations de salaires permettant de déterminer le NAIRU. L'absence de tout terme en niveau parmi les déterminants des salaires, à l'exception du niveau du chômage, revient à ignorer les déséquilibres passés et à redéfinir à chaque période un chômage d'équilibre indépendant de celui prévalant à la période précédente. Ainsi, un choc d'offre négatif (tel qu'un choc de productivité ou un choc pétrolier) ne détériore que très transitoirement le NAIRU, et n'a aucune conséquence sur le chômage d'équilibre.

Cette critique importante est au cœur du débat entre les partisans d'une spécification de la boucle prix-salaires portant exclusivement sur les taux de croissance et ceux qui souhaitent lui adjoindre un équilibre de long-terme spécifié en niveau. La faiblesse théorique des spécifications en taux de croissance a pour corollaires deux difficultés, de nature plus pratique.

La première tient à la grande volatilité du NAIRU ainsi obtenu, ce dernier étant recalculé à chaque période indépendamment du passé. On peut partiellement s'affranchir de ce problème en lissant son profil. Ceci nécessite néanmoins de choisir un certain degré de lissage, en arbitrant entre stabilité et lisibilité du résultat. Un degré de lissage trop faible rendra le NAIRU très sensible aux fluctuations conjoncturelles de ses composantes, tandis qu'un NAIRU trop lisse, à l'inverse, apportera peu de renseignements sur l'évolution du chômage d'équilibre. A un degré de lissage extrême, en effet, correspond un NAIRU constant sur la période, égal à la moyenne du taux de chômage effectif. Or, le choix du degré de lissage n'est pas neutre pour le niveau du NAIRU affiché.

La deuxième difficulté tient au fait que, sauf à se placer dans un cadre d'hystérèse partielle, le NAIRU obtenu par cette méthode est stationnaire, ce qui le rend assez peu apte à décrire et à expli-

quer l'évolution d'un taux de chômage effectif qui est en France non stationnaire et qui suit une tendance stochastique à la hausse depuis 1974. Il ne paraît notamment pas à même d'apporter des informations sur les déterminants du chômage structurel et sur les facteurs qui peuvent rendre compte d'une hausse quasiment continue du taux de chômage depuis vingt ans.

Le bilan que l'on peut dresser, au total, des approches usuelles de la boucle prix-salaires est assez contrasté :

- en tant que méthodes de prévision des évolutions salariales, une fois connus le niveau et l'évolution du chômage, elles ont fait preuve d'une assez grande robustesse et d'une efficacité certaine ;

- en tant que théorie visant à rendre compte de l'évolution de long-terme du chômage, leur pouvoir explicatif s'est révélé des plus modestes et leur utilité pour la conduite de la politique économique s'en est trouvée sévèrement limitée.

---

## II - Un modèle de négociations salariales avec accumulation du capital endogène

---

**Un cadre théorique alternatif fondé sur des négociations salariales avec accumulation du capital endogène permettrait sans doute de mieux rendre compte des évolutions de long-terme du chômage d'équilibre.**

*L'approche du fonctionnement du marché du travail par la courbe de Phillips souffre, comme il a été souligné, de nombreuses insuffisances. Ces faiblesses ont suscité un renouvellement important des théories du marché du travail, avec l'émergence de modèles de salaires d'efficience (Shapiro - Stiglitz, 1984), de comportements insider-outsider (Blanchard - Summers 1986 et Lindbeck - Snower, 1988) ou de négociations salariales (Layard - Nickell - Jackman 1991).*

*Ces modèles permettent d'envisager le chômage d'équilibre non pas comme un objet économétrique implicite à l'estimation d'une boucle prix-salaires, mais comme le résultat de la confrontation d'une courbe de formation des salaires (pseudo offre agrégée) et d'une demande de travail. Le chômage involontaire apparaît alors comme la conséquence des mécanismes de concurrence imparfaite qui prévalent sur les marchés des biens et du travail.*

---

(7) On peut tout au plus considérer que le NAIRU résulte, dans le long terme, d'une discordance durable entre la croissance du salaire réel désirée par les salariés (telle qu'approximée par la constante de l'équation de salaire) et le rythme de croissance tendanciel de la productivité apparente du travail, tel qu'il apparaît dans l'équation de prix. Il s'agit là d'une explication plutôt lacunaire du NAIRU de long terme.

L'analyse développée ici part du modèle classique de négociation salariale, tel qu'il est synthétisé par Layard - Nickell - Jackman (1991). Ce modèle d'équilibre partiel est ensuite enrichi d'un processus endogène d'accumulation du capital, comme par exemple dans Cotis - L'Horty (1996). Si, à court terme en effet, le capital peut être considéré comme peu malléable en raison de coûts d'ajustement importants, à long terme les entreprises ajustent leur demande de facteurs de production en fonction de leurs coûts. L'accumulation du capital productif retient donc à long terme sur l'équilibre du marché du travail.

Cette endogénéisation du capital permet alors de distinguer un équilibre de court terme, à capital fixe, d'un équilibre de long terme incorporant les ajustements nécessaires sur le stock de capital. A court terme, l'entreprise demande une quantité de travail lui assurant un taux de marge désiré sans pouvoir modifier son stock de capital. A long terme, les variations du coût du capital et du travail affectent le processus d'accumulation du capital, et donc la productivité du travail.

L'élaboration de ce cadre d'analyse enrichi offre l'occasion de "revisiter" la liaison entre taux d'intérêt réel, productivité apparente du travail et chômage d'équilibre. Elle permet notamment d'examiner la robustesse théorique de l'hypothèse souvent formulée selon laquelle les mouvements de la productivité du travail et du taux d'intérêt réel n'ont jamais d'incidence sur le niveau de long-terme du chômage d'équilibre.

## II.1- L'équilibre de court terme

L'économie est constituée d'un nombre  $m$  d'entreprises identiques placées en situation de concurrence monopolistique sur le marché des biens. Chaque entreprise  $i$  fait donc face à une demande

de biens de la forme  $Y_i = \frac{\bar{Y}}{m} \left( \frac{p_i}{p} \right)^{\frac{1}{k-1}}$ , où  $k < 1$

est le degré de concurrence sur le marché des biens,  $\frac{p_i}{p}$  le prix relatif pratiqué par l'entreprise  $i$ ,

et  $\bar{Y}$  la demande totale de biens.

### II.1.1 - La courbe de formation des prix (Price Setting)

Chaque entreprise puise sa main-d'oeuvre  $L_i$  dans un bassin d'emploi. Sa fonction de production s'écrit  $Y_i = F(K_i, L_i)$ . Dès lors, la demande de travail à capital constant résulte de la maximisa-

tion du profit réel, sachant que l'entreprise connaît la forme de la fonction de demande qui lui est adressée :

$$\begin{aligned} \text{Max}_{L_i} \pi_i &= \frac{p_i}{p} Y_i - \frac{w_i}{p} L_i - \frac{c_i}{p} K_i \\ \text{s. c. } Y_i &= \frac{\bar{Y}}{m} \left( \frac{p_i}{p} \right)^{\frac{1}{k-1}} ; \quad Y_i = F(K_i, L_i) \\ K_i &\text{ fixé} \end{aligned}$$

$w_i$  et  $c_i$  désignent respectivement le coût du travail et le coût du capital supportés par l'entreprise  $i$ . Le prix agrégé  $p$  est ici considéré comme exogène dans le programme du producteur, qui prend ses décisions au niveau de son bassin d'emploi. C'est ensuite la confrontation des différents bassins d'emploi qui permet d'endogénéiser  $p$ .

La résolution donne de manière classique :

$$\frac{w_i}{p_i} = k \cdot F'_L(K_i, L_i).$$

Cette condition du premier ordre est analogue à l'égalité entre salaire réel et productivité marginale du travail obtenue dans le cadre de la concurrence parfaite, au facteur  $k < 1$  près. L'équation peut d'ailleurs se réécrire sous la forme :

$$\frac{p_i}{w_i/F} = \frac{1}{k}$$

où  $\frac{1}{k}$  apparaît donc comme le *mark-up* du prix sur le coût unitaire du travail. La demande de travail peut alors s'interpréter ici comme une courbe de formation des prix (*Price Setting*). Cette équivalence des deux courbes trouve simplement son origine dans la relation univoque entre prix et emploi dans le cadre du modèle retenu. Il est alors équivalent de maximiser le profit par rapport à l'emploi, ou par rapport au prix.

Lorsque la fonction de production s'écrit  $F(K_i, L_i) = C K_i^{1-\alpha} (e^\gamma L_i)^\alpha$  où  $\gamma$  est l'efficacité du travail, la courbe de demande de travail devient :

$$L_i = \alpha \frac{p_i Y_i}{w_i} k$$

A l'équilibre symétrique,  $w_i = w$ ,  $p_i = p$  et  $L_i = L$

d'où :  $L = \alpha \frac{pY}{w} k$ . Au niveau agrégé, la demande de travail résulte donc de l'application d'un taux de *mark-up* constant sur les coûts variables.

Enfin, le taux de chômage a pour expression :  $u = 1 - \frac{L}{N}$ , avec  $N$  la population active, et donc la courbe de formation des prix s'écrit sous la forme suivante :

$$1 - u = \alpha \frac{pY}{wN} k^{(8)} \quad (PS)$$

Il s'agit donc d'une relation croissante entre le taux de chômage et le salaire réel. Dans une version log-linéaire, utilisée par la suite, elle s'écrit :

$$\ln\left(\frac{w}{p}\right) = \ln\left(\frac{Y}{N}\right) + u + \ln(\alpha k)$$

### II.1.2 - La courbe de formation des salaires (Wage Setting)

La courbe de formation des salaires découle de la négociation salariale entre l'entreprise et le syndicat du même bassin d'emploi. Celle-ci se déroule de la manière suivante : le salaire est fixé par la négociation collective en prenant le salaire moyen de l'économie comme donné et l'entreprise, en vertu du droit à gérer dont elle dispose, choisit son niveau d'emploi optimal, qui rend son profit maximal. L'emploi se situe donc sur la courbe de demande de travail de l'entreprise, et le syndicat et l'entreprise en tiennent compte au moment de la négociation salariale.

(8) Il peut paraître fallacieux d'exprimer le taux de chômage en fonction de la productivité apparente de plein-emploi, qui est endogène et dépend également du taux de chômage. En toute rigueur, il faudrait écrire  $\frac{Y}{L} = Ce^{\alpha\lambda t} \left(\frac{K}{N}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{N}{L}\right)^{1-\alpha}$  soit  $\frac{Y}{L} = Ce^{\alpha\lambda t} \left(\frac{K}{N}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{1-u}\right)^{1-\alpha}$ . La courbe (PS) s'écrit alors  $(1-u)^{1-\alpha} = \alpha \frac{p}{w} \left(\frac{K}{N}\right)^{1-\alpha} k$ , le taux de chômage dépend de l'intensité capitaliste de plein emploi, qui est exogène.

Dans la pratique d'estimation retenue, ceci ne pose aucun problème dans la mesure où l'on contraint les coefficients de façon à faire apparaître  $Y/L$ . Le type de formulation retenue présente l'avantage d'éviter l'usage d'une variable de stock de capital. Ce problème peut en revanche être important en théorie pour le profil du chômage d'équilibre estimé puisque la productivité apparente de plein emploi en est un déterminant avec la méthode retenue. En pratique, la différence entre les deux estimations est infime.

La fonction d'utilité du syndicat, dans sa version la plus simple, s'écrit :

$$U_i = \frac{L_i}{N} \frac{w_i}{p} \frac{1}{W} + \left(1 - \frac{L_i}{N}\right) A$$

où  $W$  désigne le coin salarial (*wedge*) et où  $A$  est le revenu réel alternatif des salariés lorsqu'ils perdent leur emploi.

Le coin salarial synthétise l'ensemble des facteurs expliquant l'écart entre le coût réel du travail supporté par l'entreprise et le pouvoir d'achat net de tout prélèvement perçu par le salarié. Un accroissement de cet écart, toutes choses égales par ailleurs, détériore nécessairement la position de l'employeur ou du salarié et fait diverger les points de vue des acteurs de la négociation salariale.

Plus précisément le coin salarial se décompose en deux éléments principaux, à savoir les termes de l'échange intérieurs et le coin fiscal-social (pour une présentation détaillée et un calcul de la série de *wedge* en France depuis 1970, voir L'Horty-Méary-Sobczak, 1994).

Les termes de l'échange intérieurs, exprimés comme le rapport des prix de consommation aux prix de valeur ajoutée, rendent compte du fait que les salariés considèrent comme déflateur du salaire l'indice des prix à la consommation, tandis que les employeurs ne s'intéressent qu'à leur prix de valeur ajoutée. En cas de hausse du prix des importations, lors d'un choc pétrolier par exemple, les salariés-consommateurs sont confrontés à une inflation plus forte que les employeurs-producteurs, et le pouvoir d'achat du salarié se détériore si l'entreprise réussit à maintenir inchangé le coût réel du travail qu'elle supporte.

Le coin fiscal-social regroupe l'ensemble des prélèvements sociaux et fiscaux expliquant l'écart existant entre le coût du travail payé par l'employeur et le salaire net disponible pour le salarié. La TVA étant incluse, via les prix de consommation, dans les termes de l'échange, ces prélèvements sont les cotisations sociales employeurs et salariés, ainsi que l'impôt sur le revenu. Leur introduction dans une équation de salaire permet de vérifier si les salariés négocient sur une rémunération nette, brute, voire sur un coût total du travail. Elle permet notamment de savoir dans quelle mesure les salariés considèrent les cotisations sociales comme une source de revenus futurs ou la contrepartie de services d'assurance, dont ils tiennent compte dès aujourd'hui, ou *a contrario* comme un pur prélèvement.

Formellement le coin salarial s'écrit :

$$W = \frac{(1+t_{cse})(1+t_{TVA})}{(1-t_{IR})(1-t_{css})} \left( \frac{p_c}{p} \right)$$

où  $t_{cse}$ ,  $t_{TVA}$ ,  $t_{IR}$ ,  $t_{css}$  désignent respectivement les taux de cotisations sociales employeurs, de TVA, de l'impôt sur le revenu et des cotisations sociales salariés,  $p_c$  et  $p$  étant les indices de prix de consommation hors taxe et de production. Le syndicat se fixe donc un objectif de revenu réel (en pouvoir d'achat) moyen de l'ensemble de ses adhérents, que ceux-ci soient employés ou non par l'entreprise. Dans le cadre de ce modèle, on retient que les salariés considèrent l'ensemble de la fiscalité comme un prélèvement pur et n'internalisent pas *ex ante* les prestations ou l'offre de biens publics dont ils bénéficient en contrepartie. **Cette hypothèse, largement débattue en ce qui concerne certains types de cotisations (retraite, maladie ou chômage), doit être conservée à l'esprit lors de la lecture des résultats obtenus<sup>(9)</sup>.**

La négociation salariale sur le coût réel du travail est formalisée ici par un équilibre de Nash statique. Il s'agit donc de maximiser un critère de Nash généralisé du type :  $(\pi_i - \pi^0)(U_i - U^0)^\lambda$ ,  $\lambda$  étant une mesure du pouvoir de négociation du syndicat.  $\pi^0$  et  $U^0$  sont les niveaux de profit réel et d'utilité atteints lorsque la négociation n'aboutit pas. Le profit peut alors être supposé égal à  $-cK$ , le capital étant d'ores et déjà installé, et  $U^0$  vaut  $A$ , tous les salariés se retrouvant sans emploi.

La condition de premier ordre s'écrit donc :

$$\frac{d\pi_i / dw_i}{\lambda(\pi_i - \pi^0)} + \frac{dU_i / dw_i}{(U_i - U^0)} = 0$$

Or, le théorème de l'enveloppe lié au programme de maximisation du profit réel donne :

$$\frac{d\pi_i}{dw_i} = - \frac{L_i}{p_i}$$

D'où :

$$\frac{1/(p_i \cdot W)}{\frac{w_i}{p_i} - A} = \left( \frac{\varepsilon_{Lw}}{w_i} + \frac{L_i}{p_i(\pi_i - \pi^0)\lambda} \right)$$

où  $\varepsilon_{Lw}$  désigne l'élasticité de la demande de travail des entreprises par rapport au salaire.

En multipliant par  $w_i$ , l'équation devient alors :

$$\frac{\frac{w_i}{p_i} - A}{\frac{w_i}{p_i} - A} = \left( \varepsilon_{Lw} + \frac{\gamma_i}{\lambda} \right),$$

en notant  $\gamma_i = \frac{w_i L_i}{p_i(\pi_i - \pi^0)}$  la part des salaires dans le profit à l'optimum.

Or,  $\varepsilon_{Lw} = \frac{1}{1-\alpha k}$  et  $\gamma_i = \frac{ak}{(1-ak)}$  d'après la forme de la demande de travail. Le *mark-up*  $M$  obtenu par les salariés dans la négociation collective vaut donc :

$$\frac{\frac{w_i}{p_i} W}{A} = \frac{\alpha k + \lambda}{\alpha k (1 + \lambda)} = M$$

Cette relation met en évidence que le *mark-up* des salaires sur les revenus de remplacement est d'autant plus élevé que le pouvoir de négociation des syndicats est élevé, que le degré de concurrence sur le marché des biens est faible, et que la part  $\alpha$  de l'emploi dans la combinaison productive, est faible.

Le revenu alternatif s'exprime comme l'espérance de revenu d'un salarié perdant son emploi dans l'entreprise  $i$ . Celui-ci peut soit trouver un emploi aux conditions du marché (coût du travail du marché  $w$ ), soit toucher les indemnités chômage  $B$ . La probabilité qu'il retrouve un emploi dépend négativement du taux de chômage: il est d'usage de retenir la forme simple  $(1-\varphi u)$  pour l'exprimer. En conséquence :

$$A = (1-\varphi u) \frac{w}{pW} + \varphi \frac{uB}{pW_u}$$

$W_u$  désigne le coin salarial supporté par les chômeurs, ceux-ci ne subissant pas nécessairement les mêmes prélèvements que les salariés. A l'équilibre symétrique, l'égalité  $w_i = w$ ;  $p_i = p$  est vérifiée pour tout  $i$ . Dès lors, en substituant l'expression de  $A$  dans l'équation de *mark-up*, on obtient l'équation de formation des salaires :

$$\frac{w}{p} = \frac{W}{W_u} \frac{B}{p} \frac{M \cdot \varphi u}{1 - M(1-\varphi u)} \quad (WS)$$

(9) cf. Cotis-Loufir, 1990.



Il s'agit donc d'une relation décroissante entre coût du travail et chômage. Par ailleurs, le salaire réel demandé par les salariés est proportionnel au montant des indemnités chômage qui leur seraient accessibles s'ils perdaient leur emploi. Il dépend aussi du *wedge* relatif salariés/chômeurs dans l'économie. Ceci est logique puisque les salariés ne raisonnent qu'en termes de position relative vis-à-vis des chômeurs. Dans le cas français, les chômeurs ne payent pas de cotisations sociales et ne sont en général pas assujettis à l'impôt sur le revenu. En outre, les indemnités de chômage sont à peu près parfaitement indexées sur les prix à la consommation TTC<sup>(10)</sup>, de telle sorte que  $W_u=I$ . L'ensemble des prélèvements subis par les salariés affecte donc leur position vis-à-vis des chômeurs et apparaît ainsi susceptible d'affecter le taux de chômage d'équilibre. Une approximation log-linéaire de la relation (WS) peut s'écrire :

$$\ln\left(\frac{w}{p}\right) = \ln\left(\frac{W}{W_u}\right) + \ln\left(\frac{B}{p}\right) - a \cdot u + C^{te}$$

On notera que **dans cette spécification de la courbe de salaire, la productivité du travail n'intervient pas directement dans la formation du salaire réel. Elle peut jouer un rôle indirect si le pouvoir d'achat des revenus de remplacement est, peu ou prou, indexé sur l'évolution de la productivité.** Dans un tel cas de figure, la nature exacte du concept de productivité retenu reste à définir (efficacité du travail ou productivité apparente du travail, corrigées au non des effets du cycle, etc.). Rien n'indique en outre que l'indexation des revenus de remplacement sur la productivité du travail ait vocation à être unitaire.

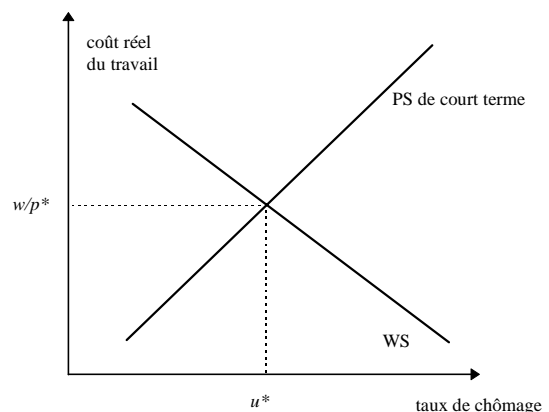
L'examen de la courbe de salaire serait incomplet si l'on ne mentionnait le cas particulier où le pouvoir d'achat des revenus de remplacement est indexé sur celui des salaires. Dans cette hypothèse, la courbe de salaire permet de calculer directement le chômage d'équilibre  $U^*$  (i.e. elle devient verticale dans le plan  $W/P, U$ ).

### II.1.3 - La détermination du chômage et du salaire réel d'équilibre

L'équilibre résulte donc de la confrontation des deux courbes de *mark-up*. Le chômage d'équilibre prévalant à court terme dépend alors positivement du *mark-up* des salariés sur leur revenu de remplacement  $M$ , du pouvoir de marché des syndicats  $\lambda$ , du coin salarial relatif  $W/W_u$  et du montant des allocations chômage  $B$ . En revanche, il se réduit

avec le degré de concurrence sur le marché des biens  $k$ , l'intensité du produit en emplois  $\alpha$ <sup>(11)</sup>, et sauf exception (i.e. cas où la courbe WS est verticale), avec la productivité apparente de plein emploi  $\frac{Y}{N}$ .

**Graphique 6 : équilibre partiel du marché du travail**



## II.2 - L'équilibre de long terme avec accumulation du capital endogène

A long terme, l'entreprise maximise son profit en jouant simultanément sur les deux facteurs de production. Les conditions du premier ordre sont :

$$\frac{w_i}{p_i} = k F'_L (K_i, L_i)$$

$$\frac{c_i}{p_i} = k F'_K (K_i, L_i)$$

Dans le cas où la fonction de production, de type Cobb-Douglas, s'écrit :

$$F(K_i, L_i) = C K_i^{1-\alpha} (e^{\gamma} L_i)^{\alpha},$$

ces conditions s'écrivent :

$$\frac{w_i}{p_i \cdot e^{\gamma}} = \alpha k C \left(\frac{K_i}{e^{\gamma} L_i}\right)^{1-\alpha}$$

$$\frac{c_i}{p_i} = (1-\alpha) k C \left(\frac{K_i}{e^{\gamma} L_i}\right)^{-\alpha}$$

(10) La parfaite indexation des salaires aux prix de consommation n'est obtenue qu'au prix de cette dernière hypothèse.

(11) L'influence du terme  $(\alpha k)$  s'exerce tout à la fois *via* la courbe WS et la courbe PS. Ces influences se renforcent.

La courbe de demande de travail se réduit alors à une relation entre les coûts des deux facteurs de production, appelée frontière des prix des facteurs qui, à l'équilibre symétrique, s'écrit :

$$\left(\frac{w}{p \cdot e^{\mathcal{N}}}\right)^{\alpha} \cdot \left(\frac{c}{p}\right)^{1-\alpha} = C^{te} \quad (FPF)$$

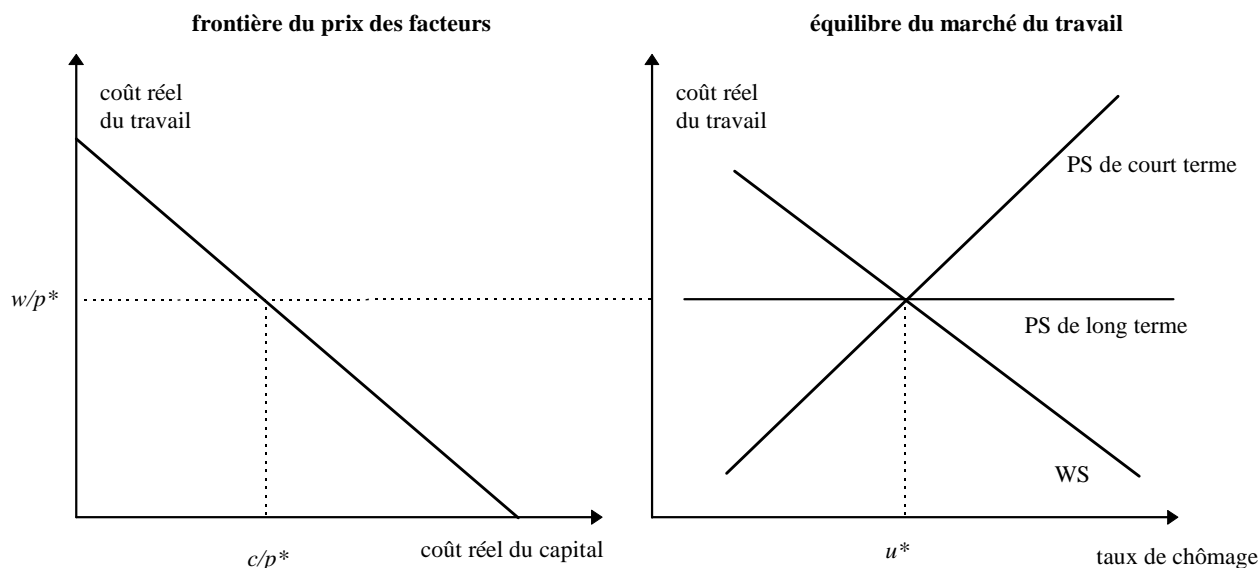
Le programme d'optimisation de l'entreprise, et notamment l'utilisation efficace de tous les facteurs de productions impose ainsi à long terme une relation entre le coût réel du travail, le coût réel du capital et les paramètres technologiques. En particulier, un choc de taux d'intérêt réel, en incitant l'entreprise à réduire l'intensité capitalistique efficiente (i.e. le ratio  $\frac{K}{e^{\mathcal{N}}_L}$ ) pour restaurer sa profitabilité, va détériorer la productivité du

travail et le salaire réel qu'elle peut verser à ses salariés.

La situation sur le marché du travail est comme précédemment déterminée par la confrontation de cette demande de travail, horizontale dans un plan  $(u, w/p)$  et de l'offre de travail résultant de la négociation salariale. On suppose que les conditions de cette négociation ne sont pas modifiées par l'endogénéisation du stock de capital. Ceci revient à considérer que les effets d'éventuels ajustements du stock de capital ne sont pas internalisés par les acteurs de la négociation.

Le chômage d'équilibre de long terme dépend alors des mêmes paramètres que le chômage de court terme, la productivité apparente de plein emploi exceptée. En revanche, il s'aggrave dès lors que le coût du capital s'accroît.

**Graphique 7 : détermination du chômage d'équilibre avec accumulation du capital endogène**



(12) Le rôle joué ici par le coût du capital dans la frontière de prix des facteurs n'est pas sans rappeler l'importance accordée par Bruno et Sachs au prix réel de l'énergie dans leurs travaux de 1985.

(13) On rappelle que, *via* la condition du premier ordre sur le capital, le coût du capital détermine seul l'intensité capitalistique efficiente.

(14) La propriété d'horizontalité de la courbe PS de long terme vaut pour toute fonction de production à rendements constants. (cf. par exemple, Cotis, 1995).

A l'issue de cette discussion, il apparaît que, sauf cas particulier (i.e. indexation unitaire des revenus de remplacement sur la productivité ou, plus généralement, indexation sur les salaires nets), il n'existe pas de raison théorique évidente permettant de justifier une propriété de neutralité des chocs de productivité ou de taux d'intérêt réels vis-à-vis du chômage d'équilibre.

Dans un modèle de portée plus générale (cf. L'Horty-Sobczak, 1996) que celui qui vient d'être présenté, il apparaît de surcroît que les conditions requises pour assurer l'invariance du taux de chômage face à des chocs de productivité et de taux d'intérêt sont relativement nombreuses. Outre les caractéristiques particulières d'indexation des revenus de remplacement précitées, il faut également supposer que l'élasticité de substitution du capital au travail n'est pas différente de l'unité et que la fonction d'utilité du syndicat a une forme très précise.

En définitive, la question de la neutralité des chocs de productivité apparaît de nature essentiellement empirique. Elle a été souvent justifiée (cf. Layard-Nickell-Jackman, 1991) par le contraste observé entre la stationnarité du taux de chômage sur très longue période et le caractère tendanciel des évolutions de productivité. Cet argument est-il encore valide, alors qu'au cours des vingt-cinq dernières années le chômage s'est révélé nettement non stationnaire ?

---

### **III - Estimations et interprétation des résultats**

---

**L'estimation d'un tel modèle de négociations salariales conclut à une progression importante du chômage d'équilibre en France depuis 1970. Elle conduit à privilégier deux candidats à l'explication de ce phénomène : l'accroissement du prélèvement fiscal-social et la hausse des taux d'intérêt réels.**

*Nous présentons dans cette partie l'estimation du modèle précédemment développé. Comme il s'agit d'un modèle d'équilibre, il convient de procéder à une estimation simultanée des courbes d'offre et de demande, et de recourir pour cela à une technique multivariée, appliquée à des variables non-stationnaires. L'identification de ces courbes nécessite en outre l'imposition de contraintes théoriques sur les coefficients des variables intégrant ces relations.*

*La mise en oeuvre de cette méthode tend à confirmer la validité du modèle théorique proposé, qui n'est pas rejeté par les données. Le taux de chômage d'équilibre estimé reproduit correctement la dérive haussière du taux de chômage observé depuis vingt ans. Selon ces estimations, cette évolution trouverait son origine dans l'élévation régulière du prélèvement fiscal-social depuis le début des années soixante-dix et dans celle des taux d'intérêt réels depuis le début des années quatre-vingt. De plus, le taux de chômage d'équilibre se situerait actuellement autour de 10 %, soit plus de 2 points en-dessous du taux de chômage effectif. Ceci confirme un diagnostic largement répandu par ailleurs, selon lequel le chômage serait d'abord de nature structurelle en France aujourd'hui, sans pour autant que la composante keynésienne soit négligeable.*

*Il convient de rester très prudent à propos de ces conclusions, qui proviennent d'une analyse partielle et incomplète de l'équilibre sur le marché du travail. Ainsi, de nombreux aspects de demande sont ignorés, de même que les contreparties des prélèvements subis par les salariés. En outre, la formation des taux d'intérêt n'est pas explicitée. L'absence de certaines variables, comme le pouvoir de marché des syndicats ou des entreprises, perturbe peut-être les estimations, qui sont effectuées à un niveau très agrégé. Néanmoins, les résultats obtenus fournissent un éclairage intéressant sur les causes, encore mal comprises, de la montée du chômage en France. Ils permettent par ailleurs de fonder une politique structurelle au niveau macroéconomique, telle que la politique de baisse des charges sociales entamée en France ces dernières années.*

#### **III.1 - La stratégie d'estimation retenue**

**Le recours à une technique multivariée et l'imposition de contraintes théoriques sont nécessaires à l'identification des courbes de prix et de salaires.**

##### **III.1.1 - Les conditions d'identification du modèle d'équilibre WS-PS**

L'estimation d'un modèle d'équilibre tel que WS-PS passe nécessairement par l'estimation simultanée de la courbe d'offre agrégée et de la courbe de demande agrégée. Celle-ci prend explicitement en compte le caractère endogène de toutes les variables retenues. Elle exige en contrepartie que soient clarifiées les conditions d'identification des formes structurelles. Ces conditions *a priori* ne

peuvent être fournies par l'économétrie, mais doivent être déduites d'un modèle théorique d'équilibre du marché du travail.

Néanmoins une telle démarche s'est longtemps heurtée à l'absence de véritable construction théorique de la courbe de formation des salaires (la courbe d'offre). Celle-ci reposait en effet sur le simple constat empirique d'un effet Phillips, comme dans la plupart des modèles macroéconométriques. Par conséquent il demeurerait difficile de dériver des formes structurelles, et donc d'estimer l'équilibre. La synthèse des principaux modèles de chômage d'équilibre (modèles de négociation ou salaire d'efficience) élaborée par Layard-Nickell-Jackman (1991) permet de mieux fonder microéconomiquement et de clarifier la spécification des formes structurelles des deux courbes, notamment dans le cadre d'un modèle WS-PS. Très peu d'estimations du modèle WS-PS sont disponibles pour la France. Celles de Tyrvaïnen (1995) et Hénin-Candelon (1995) restent à certains égards insatisfaisantes car elles ne reposent pas sur des séries trimestrielles et ne traitent pas suffisamment du problème de l'estimation simultanée et de l'identification des deux courbes. On propose donc ici une méthode d'estimation du modèle théorique développé précédemment, en clarifiant les conditions d'identification des formes structurelles. Celles-ci s'inspirent largement de L'Horty-Sobczak (1996).

Dans sa version économétrique, le modèle WS-PS d'équilibre partiel du marché du travail peut s'écrire :

$$w - p = b_2 \cdot (y - n) + b_1 u + Z_{ps} \quad (\text{PS})$$

$$w - p = a_2 \cdot (y - n) - a_1 u + Z_{ws} \quad (\text{WS})$$

où  $(y-n)$  est le logarithme de la productivité apparente de plein emploi (le PIB est rapporté à  $N$  la population active) ;  $w-p$  le logarithme du coût réel du travail, et  $u$  le taux de chômage ;  $Z_{ps}$  et  $Z_{ws}$  représentent les autres termes susceptibles de peser respectivement sur la formation des prix et des salaires, qui ne sont pas détaillés ici.

### Le problème classique de l'identification

Une difficulté de l'estimation d'un système d'équations simultanées réside dans le classique problème de l'identification. Celui-ci surgit dès que sont impliquées plusieurs équations ayant les mêmes variables. Il est alors impossible de discerner ces équations entre elles, ni même de les distinguer d'une quelconque de leur combinaison linéaire.

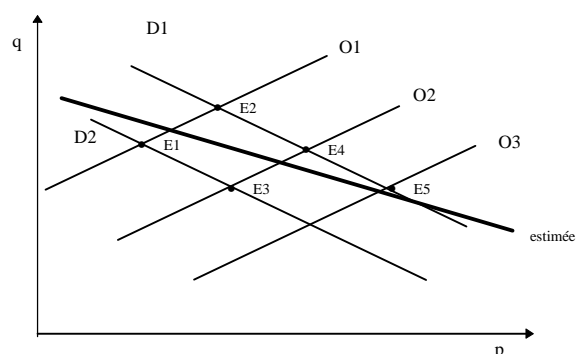
Ce point apparaît clairement lors de l'estimation d'une courbe de demande et d'une courbe d'offre ( $q$  est la quantité et  $p$  le prix) :

$$q = \alpha_0 + \alpha_1 p + \varepsilon_1 \quad (\text{demande})$$

$$q = \beta_0 + \beta_1 p + \varepsilon_2 \quad (\text{offre})$$

Le système détermine un ensemble de points d'équilibre qui constituent la réalisation empirique des  $(q_i, p_i)$ .

### Graphique 8



La régression directe des  $q_i$  sur les  $p_i$  observés débouche ainsi sur la droite représentée en gras sur le graphique 8. Le résultat de l'estimation n'est en général ni une courbe de demande ni une courbe d'offre, mais une combinaison d'entre elles.

L'estimation d'un système d'équations simultanées suppose donc que soit résolu le problème de l'identification. Il existe des critères d'identification (condition d'exclusion, condition sur le rang) qui formalisent l'idée qu'une équation n'est identifiée que s'il est possible de la distinguer statistiquement des autres équations. En pratique, pour le système offre-demande détaillé plus haut, il suffit que chacune des équations contienne une variable que l'autre équation exclut.

### Identification pratique du système WS-PS

L'estimation du modèle WS-PS ne peut s'affranchir de cette contrainte d'identification, car elle s'exposerait au risque de ne mettre en évidence que des formes réduites. Si la courbe de salaire (WS) est obtenue à partir d'une négociation entre employeurs et syndicats, ce problème prend même une acuité particulière. Dans ce contexte en effet, le salaire réel dépend théoriquement des variables qui apparaissent dans la

fonction objectif des syndicats, mais aussi dans celle des employeurs. Cela implique que toute variable susceptible de figurer dans la courbe (PS) doit aussi apparaître dans la courbe (WS). Il ne serait donc pas possible d'identifier la courbe WS, du moins dans sa forme log-linéarisée.

Bean (1994) fait remarquer que cette impossibilité ne surgit pas seulement pour les modèles de négociation, puisqu'en réalité tous les modèles de formation des salaires tiennent compte du coût d'opportunité du travail. Ce dernier renvoie certes aux modalités d'indemnisation du chômage, mais aussi à la valeur réelle du loisir, dont on peut montrer qu'elle est liée à la consommation par tête et donc à la productivité tendancielle. La courbe de formation des salaires est donc « ontologiquement » liée à la courbe de formation des prix, si bien qu'il est impossible de définir une forme structurelle de l'offre de travail (au sens où elle serait indépendante de la courbe de demande).

- identification de (WS)

Selon cette analyse, la productivité apparente du travail devrait figurer simultanément dans la courbe (PS) et dans la courbe (WS). La solution retenue ici consiste au contraire à ne pas inclure le terme de productivité apparente du travail dans l'équation de formation des salaires (la courbe d'offre agrégée). En pratique, les estimations intègrent des *trends*, qui à long terme peuvent capter les gains de productivité tendancielle. **Exclure la productivité apparente du travail de l'équation de salaire revient donc à exclure les chocs de productivité apparente liés par exemple à une modification de l'intensité capitalistique<sup>(15)</sup>, mais pas nécessairement à exclure la productivité tendancielle qui représente la norme d'évolution du niveau de vie sur laquelle s'indexent sans doute en partie les revenus de remplacement et les revendications salariales.**

Manning (1993) propose une telle solution en montrant, par exemple, que dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas la condition du premier ordre dérivée de la maximisation d'un critère de Nash pour la négociation permet de faire disparaître le terme de productivité de l'équation de salaire. La tradition empirique qui veut qu'une variable de productivité intervienne

(15) On rappelle que l'intensité capitalistique est définie ici comme le ratio  $\frac{K}{Le^{\lambda}}$ , il s'agit donc de l'intensité capitalistique définie en termes de main-d'oeuvre efficiente.

dans l'équation de salaire trouverait ainsi pour partie son origine dans l'habitude de travailler sur des formes réduites, et non pas sur la forme structurelle. L'équation (WS) structurelle s'écrit :

$$w - p = -a_1 u + \theta \gamma . t + Z_{ws} \quad (\text{WS})$$

dans laquelle le terme de productivité apparente a été remplacé par le *trend* ( $\gamma . t$ ) d'efficience.

Cette spécification implique alors que le chômage d'équilibre dépend exclusivement des chocs non tendanciels portant sur la productivité apparente du travail. Le chômage résulte de l'écart entre le salaire réalisable pour l'entreprise (jaugé à l'aune de la productivité) et le salaire négocié avec les syndicats (qui ne dépend que de la productivité tendancielle, avec l'hypothèse d'identification retenue ici). A plus long terme, le chômage d'équilibre dépend de l'accumulation du capital et de ses déterminants, tels que le taux d'intérêt réel et la fiscalité du capital.

Il convient de noter au demeurant que la détermination économétrique du chômage d'équilibre est tout à fait robuste au choix d'identification<sup>(16)</sup>, et que par conséquent les estimations pourraient rejeter *in fine* le rôle de la productivité sur le chômage d'équilibre.

- identification de (PS)

La courbe (PS) dérive de la demande de travail des entreprises, dans laquelle apparaît l'emploi effectif. En logarithme, l'équation s'écrit :

$$w - p = b . (y - l) + C^{te}$$

On a par ailleurs :

$$u = 1 - \frac{L}{N} \quad \text{soit} \quad (l - n) = \log\left(\frac{L}{N}\right) = \log(1 - u) \approx -u$$

d'où

$$w - p = b . (y - n) + b . u + C^{te} \quad (\text{PS})$$

Le taux de chômage n'apparaît dans (PS) que par la décomposition de l'emploi effectif en population active et chômage au sein de la productivité. Une contrainte théorique d'identification est donc simplement  $b_1 = b_2$ , avec  $b_1$  et  $b_2$  les coefficients estimés pour  $(y-n)$  et  $u$ .

(16) Ce n'est qu'en variante que les choix de spécification induisent des propriétés distinctes.

### *Le modèle économétrique structurel*

Le modèle d'équilibre partiel du marché du travail est ainsi exactement identifié sous la forme suivante :

$$w - p = b_1[(y - n) + u] + Z_{ps} \quad (\text{PS})$$

$$w - p = -a_1u + \theta\gamma.t + Z_{ws} \quad \text{avec } \theta \text{ un coefficient positif} \quad (\text{WS}).$$

Le chômage d'équilibre de court terme s'écrit donc :

$$u_{ct}^* = \frac{Z_{ws} + Z_{ps} + \theta\gamma.t - b_1.(y - n)}{a_1 + b_1}$$

A plus long terme, l'endogénéisation de l'accumulation du capital permet de déterminer le niveau d'équilibre de la productivité du travail en fonction du coût réel du capital (supposé exogène). Cela revient à ajouter une troisième relation, dite "frontière du prix des facteurs" (FPF), qui impose un lien entre le coût réel du travail et le coût du capital :

$$\alpha.(w - p) - \gamma.t + (1 - \alpha).(c - p) = C^{te} \quad (\text{FPF})$$

où  $\alpha$  représente la part du facteur travail dans la fonction de production,  $c$  le coût du capital. Il faut noter que le *trend* apparaissant dans la courbe (FPF) est identique à celui qui prévaut dans la courbe (WS). Il s'agit dans les deux cas de la tendance de l'efficacité du travail. Il en résulte que le taux de chômage d'équilibre de long terme peut être indépendant de ce *trend*, si l'hypothèse selon laquelle  $\theta = 1$  n'est pas rejetée par les données. Il est simplement obtenu en considérant que la frontière du prix des facteurs constitue la demande de travail de long terme :

$$u_{lt}^* = \frac{1}{a_1} \cdot \left[ \frac{1 - \alpha}{\alpha} (c - p) + (\theta - 1) \gamma t + Z_{ws} + C^{te} \right]$$

L'hypothèse selon laquelle le salaire réel pourrait être indexé *ex ante* de manière unitaire ( $\theta = 1$ ) sur l'efficacité du travail et ne pas réagir, en revanche, aux fluctuations de l'intensité capitaliste efficiente ( $\frac{K}{Le^{\mathcal{N}}}$ ) peut apparaître quelque peu arbitraire de prime abord.

L'intuition qui sous-tend cette hypothèse n'est cependant pas dénuée de fondements économiques. On peut noter, tout d'abord, que la théorie économique ne garantit pas, *à priori*, qu'un ralentissement de la productivité apparente soit sans

effet sur le chômage d'équilibre. Cette propriété de neutralité n'est imposée, en général, qu'à partir de considérations empiriques - i.e. le chômage est réputé stationnaire à long terme alors que la productivité suit une tendance. Dès lors que les faits stylisés s'écartent de ces présupposés - le chômage français n'est pas resté stationnaire au cours des vingt-cinq dernières années -, il peut apparaître judicieux de construire un modèle dans lequel un ralentissement de la productivité apparente pèse sur le taux de chômage d'équilibre.

Reste ensuite à opérer un "partage de responsabilités" entre les effets du ralentissement du progrès technique et ceux liés à une hausse du taux d'intérêt débouchant sur une faible progression du capital par tête.

Le choix de focaliser l'attention sur les chocs de taux réels plutôt que sur les inflexions du progrès technique, n'est pas sans justification.

Il apparaît peu probable, en effet, qu'un ralentissement durable du progrès technique puisse entraîner une élévation permanente du chômage d'équilibre. On peut considérer, notamment, que la croissance de l'efficacité représente implicitement pour les revenus de remplacement, et donc pour les salaires, la "référence normale" de progression de la rémunération du travail dans le très long terme. En régime de croisière équilibré, le rythme du progrès technique et le niveau des taux d'intérêt réels étant stables, le salaire réel, l'intensité capitaliste (K/L) et la productivité apparente du travail croissent comme l'efficacité. Ces gains d'efficacité découlant du progrès technique sont alors entièrement destinés à accroître la rémunération par tête du travail.

Cette "norme" de progression des salaires réels peut être perturbée par des chocs exogènes. Des prélèvements extérieurs, prenant la forme de chocs pétroliers, devraient entraîner, si l'économie reste au plein emploi, une croissance des rémunérations inférieure à celle de l'efficacité. Comme le montre l'expérience des chocs pétroliers, cet ajustement ne s'est pas opéré spontanément en France. "Mal vécu" par les salariés, il a été fortement freiné par des phénomènes de résistance salariale.

Une hausse exogène du taux d'intérêt réel, trouvant par exemple son origine dans l'évolution des marchés de capitaux internationaux, peut-être perçue elle aussi comme un "prélèvement indu", cette fois-ci d'origine financière, par les salariés, et susciter des phénomènes analogues de résistance salariale.

Si, dans le très long terme, l'hypothèse incontournable que le taux d'intérêt réel est stationnaire<sup>(17)</sup> prévaut certainement, à un horizon plus court (par exemple ces vingt-cinq dernières années en France), cette variable peut se révéler non stationnaire et induire en phase de hausse un phénomène persistant de résistance salariale. On notera à cet égard qu'il peut exister une différence de nature entre un choc de taux d'intérêt qui peut être perçu comme partiellement ou complètement réversible à terme et un ralentissement durable du progrès technique débouchant sur un nouveau sentier de croissance moins favorable.

Dans le premier cas (choc de taux) on peut être tenté de modéliser la réaction des offreurs de travail comme une forme de résistance des salaires réels, dans le second (baisse durable du progrès technique) on pourrait être enclin à retenir l'hypothèse d'un ajustement graduel des "attentes salariales" au nouveau régime de croisière.

### III.1.2 - Une stratégie d'estimation multivariée sur variables non stationnaires

Toutes les variables impliquées dans le modèle sont non stationnaires. Le système théorique peut donc s'interpréter comme trois relations de cointégration indépendantes entre les variables.

L'objectif des estimations est alors de tester l'existence de ces trois relations de cointégration et d'en proposer une évaluation.

Le recours à une technique multivariée (Johansen, 1988) est *a priori* mieux adapté à l'estimation d'un tel système d'équations simultanées. Le nombre de vecteurs de cointégration peut être testé, et l'identification des formes structurelles directement menée en posant des restrictions sur l'espace de cointégration.

Il est important de noter que les relations de cointégration spontanément mises en évidence par la procédure de Johansen n'ont *a priori* aucune signification économique. Les vecteurs de cointégration ne constituent en effet rien de plus qu'une base vectorielle du sous-espace cointégrant. Formellement, ils sont obtenus comme les vecteurs propres d'une matrice associée à la matrice de long terme du VAR en niveau. Toute combinaison linéaire de ces vecteurs constitue une relation de cointégration entre les variables considérées.

L'économétrie seule ne permet donc pas de déterminer *ex nihilo* la forme structurelle de la

courbe (WS) et de la courbe (PS). Elle ne dispense pas d'une réflexion théorique sur la forme des équations structurelles, mais au contraire exige que les conditions d'identification soient clarifiées *a priori*, grâce aux modèles théoriques, avant d'entamer les estimations.

En pratique, le sous-espace de cointégration sera de dimension 3. Il s'agira donc de trouver parmi l'infinité de relations de cointégration appartenant à cet espace une nouvelle base de vecteurs, solution des contraintes d'identification déterminées plus haut par des considérations théoriques. Seules ces dernières relations revêtent une signification économique et peuvent être identifiées aux formes structurelles (WS), (PS) et (FPF).

$$w - p = b_1[(y - n) + u] \quad (\text{PS})$$

$$w - p = -a_1u + \gamma.t + \text{wedge} \quad (\text{WS})$$

$$\alpha \cdot [(w - p) - \gamma.t] + (1 - \alpha) \cdot (c - p) = C^{te} \quad (\text{FPF})$$

L'utilisation d'une technique multivariée impose de ne pas retenir un nombre trop important de variables. En conséquence, nous nous sommes limités aux résultats les plus satisfaisants obtenus avec les variables suivantes :

- $w-p$  : log du coût réel du travail supporté par l'entreprise (y compris les cotisations employeurs) ;
- $y-n$  : log de la productivité apparente de plein emploi ;
- $u$  : taux de chômage ;
- $ck$  : log du coût réel du capital, défini comme la somme du taux d'intérêt réel à long terme et du taux de dépréciation du capital ;
- $wedge$  : log du coin salarial ;
- $t$  : *trend*.

L'introduction d'autres variables dans l'équation (WS), telles que l'intégrale des coups de pouce sur le SMIC (représentant le pouvoir de marché des syndicats) ou le revenu de remplacement dont peuvent disposer les salariés, a également été testée, mais la prise en compte de ces variables ne donne pas de résultat pertinent<sup>(18)</sup>.

(17) Si tel n'était pas le cas, la trajectoire de l'économie ne serait pas soutenable.

(18) Les résultats obtenus avec le taux de remplacement laissent apparaître une influence très modeste des revenus de remplacement sur la formation des salaires et compliquent l'interprétation des relations obtenues. Il est possible que des difficultés de mesure du taux de remplacement, particulièrement pour ce qui concerne la prise en compte de la durée d'indemnisation, contribue à dégrader le résultat des estimations. Néanmoins, la présence d'un *trend* d'efficacité du travail dans l'équation de salaire permet de rendre compte d'une élévation tendancielle des aspirations des salariés conforme à celle du niveau de vie.

### III.2 - Un modèle qui semble compatible avec les données

Selon nos estimations, le chômage d'équilibre, qui s'est fortement élevé depuis vingt ans, se situerait aujourd'hui à environ 10 %.

#### III.2.1 - L'estimation des relations de cointégration : le modèle n'est pas rejeté par les données

Conformément aux prédictions du modèle, les estimations conduisent à accepter l'existence de trois relations de long terme prenant la forme :

$$w - p = - 5,81 u + 0,95 \text{ wedge} + 0,0045 t \quad (\text{WS})$$

$$w - p = u + (y - n) - 0,002 t \quad (\text{PS})$$

$$w - p = - 0,5.ck + 0,0045 t \quad (\text{FPF})$$

Ces résultats constituent un motif de satisfaction dans la mesure où l'on parvient à mettre en évidence trois relations, dont l'identification est assurée par le non rejet des contraintes imposées

sur certains coefficients à cet effet. Par ailleurs, les coefficients non contraints (wedge, chômage dans WS) ont le signe attendu et un niveau compatible avec le modèle (proche de 1 pour le wedge dans WS par exemple).

Le nombre optimal de retards à retenir dans le système est obtenu grâce à une procédure pas à pas descendante fondée sur un test de vraisemblance de l'hypothèse nulle : "le nombre de retards est de  $p + 1$ " contre "le nombre de retards est de  $p$ ". Cette procédure conduit à retenir cinq retards, que nous conservons dans la suite de l'analyse.

Le test de la trace permet de retenir, conformément aux attentes *a priori*, l'existence de trois relations de cointégration au seuil de 5 %. Par ailleurs, le test du  $\lambda$  max rejette très faiblement la présence de deux ou trois relations de cointégration, de telle sorte qu'il ne semble pas abusif d'accepter la présence de trois relations de cointégration.

Tableau 1 : tests du rang de l'espace de cointégration

Ho : rang = p	$\lambda$ max	valeur critique à 5 %	Trace	valeur critique à 5 %
$p = 0$	41.73*	37.5	120.1**	87.3
$p \leq 1$	30.22	31.5	78.35**	63.0
$p \leq 2$	23.73	25.5	48.13*	42.4
$p \leq 3$	18.06	19.0	24.4	25.3
$p \leq 4$	6.34	12.2	6.34	12.2

\* Rejeté au seuil de 5 %

\*\* Rejeté au seuil de 1 %

Toutefois, ces relations de cointégration n'ont à ce stade aucune signification économique. La recherche des relations structurelles (WS), (PS) et (FPF) nécessite l'imposition de contraintes sur les coefficients, conformément aux conditions d'identification développées précédemment. Soient donc les trois relations suivantes, constituant la base de l'espace cointégrant :

$$w - p = a_1 .u + a_2 (y - n) + a_3 ck + a_4 \text{wedge} + a_5 t$$

$$w - p = b_1 .u + b_2 (y - n) + b_3 ck + b_4 \text{wedge} + b_5 t$$

$$w - p = c_1 u + c_2 (y - n) + c_3 ck + c_4 \text{wedge} + c_5 t$$

- L'identification de la courbe (WS) se fait en imposant l'absence de la productivité apparente de plein-emploi dans (WS), soit  $a_2 = 0$ . Cette contrainte revient à supposer que les salaires ne sont pas indexés *ex ante* sur la productivité du travail. Compte tenu de l'élargissement observé, à partir de 1974, d'un excès de salaire réel (défini comme l'écart entre le coût réel du travail et son efficience) qui a mis une vingtaine d'année à se résorber (cf. graphique 10) malgré une forte progression du chômage, cette hypothèse ne semble pas excessive. On peut même tester cette dernière hypothèse en contraignant le coefficient du *trend*



à être égal au rythme de croissance de l'efficience du travail, soit  $a_5$  de l'ordre de 0.45 % par trimestre<sup>(19)</sup>. Par ailleurs, l'identification de (WS) impose également que  $a_3 = 0$ , le coût du capital n'intervenant pas dans la formation des salaires. Les signes attendus pour les coefficients restants sont:  $a_1 < 0$  ;  $a_4 > 0$ .

- La courbe (PS) représente la demande de travail "de court terme" des entreprises, qui dérive de l'égalité, au taux de *mark-up* près, entre coût réel et productivité marginale du travail. Le coût du capital et le coin salarial n'interviennent pas dans cette relation, de telle sorte que  $b_3 = b_4 = 0$ . Par ailleurs, l'élasticité du coût réel du travail par rapport à sa productivité apparente est unitaire d'après les développements du modèle théorique ; comme cette productivité apparente, sous forme logarithmique, s'écrit comme la somme du log de la productivité apparente de plein emploi et du taux de chômage, on est conduit à imposer les contraintes d'identification suivantes :

$$b_1 = b_2 = 1.$$

- La troisième relation de long terme à identifier est la frontière des prix des facteurs (FPF), qui lie le coût réel du travail  $w-p$ , corrigé de son efficience  $\gamma.t$  au coût du capital  $ck$  :

$$(w - p) = \gamma.t - \frac{1 - \alpha}{\alpha} ck$$

où  $\alpha$  est la part du facteur travail dans la fonction de production, et où  $\gamma$  représente le taux de croissance de long terme de l'efficience du travail. En prenant comme dans (WS) un rythme d'efficience de 1,8 % par an (soit 0,45 % par trimestre) et  $\alpha = 2/3$ , on est conduit à imposer les contraintes suivantes :

$$c_1 = 0 ; c_2 = 0 ; c_3 = -0,5 ; c_4 = 0 ; c_5 = 0,0045$$

L'ensemble de ces douze contraintes n'est pas rejeté au seuil de 5 % : la statistique du  $\chi^2$ , valant 12.3, est en effet inférieure au quantile d'ordre 95 % d'un  $\chi^2$  à 6 degrés de liberté. Par ailleurs, les coefficients laissés libres ont tous un signe conforme à la théorie.

Les trois relations de long terme obtenues s'écrivent alors :

$$w - p = -5,81 u + 0,95 wedge + 0,0045 t \quad (WS)$$

$$w - p = u + (y - n) - 0,002 t \quad (PS)$$

(19) Ce chiffre repose sur un calcul approximatif des gains d'efficience du travail, dans lequel on a retenu une part de l'emploi dans la combinaison productive d'environ 2/3 et des gains de productivité globale des facteurs de l'ordre de 1,2 % par an.

$$w - p = -0,5 ck + 0,0045 t \quad (FPF)$$

Ces résultats constituent un motif de satisfaction dans la mesure où l'on parvient à mettre en évidence trois relations, dont l'identification est assurée par le non rejet des contraintes imposées sur certains coefficients à cet effet. Par ailleurs, les coefficients non contraints (*wedge*, chômage dans WS) ont le signe attendu et un niveau compatible avec le modèle. L'élasticité du coût réel du travail au *wedge* sort spontanément avec une valeur proche de 1 dans (WS) : un test joint incluant explicitement une contrainte d'élasticité unitaire est accepté sans difficulté (statistique égale à 12.4 pour un  $\chi^2$  à 7 degrés de liberté).

Il convient toutefois de rester prudent dans l'interprétation de ces résultats. On notera en premier lieu que l'estimation des effets du coin salarial sur la formation des salaires a été obtenue avec un *wedge* très agrégé. Un test spécifique sur chacune de ses composantes n'a pu être réalisé faute de résultat cohérent. Il pourrait toutefois révéler que le comportement de résistance salariale est très différent selon la nature du prélèvement considéré, notamment en ce qui concerne certaines cotisations sociales. On peut observer par ailleurs que le modèle n'est pas spontanément confirmé par les données. En particulier, lorsqu'aucune contrainte ne pèse sur la valeur des coefficients  $a_5$ ,  $c_3$  ou  $c_5$ , le coefficient représentatif de l'efficience du travail apparaît excessivement faible dans la frontière de prix des facteurs et le coût du capital - qui suit dans l'ensemble une tendance ascendante au cours de la période d'estimation - prend alors le mauvais signe. Ces deux anomalies suggèrent un mauvais partage entre les rôles respectifs de l'efficience du travail et du coût du capital au sein de la FPF. Lorsque l'élasticité du coût du capital n'est pas imposée dans la frontière du prix des facteurs (on ne pose donc pas de contrainte sur  $c_3$ ), mais que l'on contraint le coefficient  $c_5$  elle sort avec le bon signe mais sa valeur est trop élevée (1,85). Le chômage d'équilibre obtenu à long terme n'apparaît pas alors très réaliste.

Dans un tel contexte, il apparaît alors préférable de construire directement un "écart de salaire réel" conforme au modèle théorique, sous réserve que les contraintes retenues ne soient pas rejetées par les données.

Les estimations proposées ne constituent donc pas une validation parfaitement robuste du modèle théorique, compte tenu de la sensibilité de certains résultats. En revanche, il est possible de conclure que les données ne rejettent pas le modèle théorique développé précédemment.

### III.2.2 - Les mesures du chômage d'équilibre de court et de long termes coïncident pour diagnostiquer une progression importante de celui-ci, pour l'essentiel due à la hausse du coin salarial et des taux d'intérêt réels

Les deux mesures de chômage d'équilibre déduites de ces estimations rendent bien compte de la détérioration régulière du marché du travail depuis 1974. Si l'on raisonne à capital fixe, c'est l'élévation du coin salarial qui semble responsable de cette évolution. Le taux de chômage d'équilibre s'élèverait à 11 % environ en fin de période.

Si l'on prend en considération le comportement d'accumulation du capital des entreprises, le diagnostic s'enrichit. La hausse du chômage d'équilibre trouverait son origine dans la hausse du coin salarial (pour un tiers) et dans la brusque montée des taux d'intérêt réels dans les années 1980 (pour les deux tiers). En raison de la récente baisse des taux d'intérêt, le chômage d'équilibre est alors estimé à 10 %.

A court terme, le taux de chômage d'équilibre s'écrit :

$$u_{ct}^* = -0,147(y - n) + 0,14 \text{ wedge} + 9,5 \cdot 10^{-4}t + C^{te}$$

Rappelons que cette expression est fournie par l'intersection de (WS) et de (PS), le chômage d'équilibre étant calculé à un horizon où le comportement d'accumulation du capital des entreprises n'est pas pris en considération dans leur demande de travail. C'est alors le coin salarial qui explique principalement la montée du chômage d'équilibre depuis vingt ans. L'autre part de cette progression est due à la présence d'un *trend*, dont l'impact n'est que partiellement compensé par la présence du terme de productivité. Cette dérive trouve essentiellement son origine dans le *trend* de (PS), dans la mesure où si aucun *trend* n'apparaissait dans (PS), la productivité compenserait quasiment intégralement le terme déterministe dans l'expression du chômage d'équilibre. La présence de ce *trend* dans (PS) n'est pas satisfaisante mais elle reflète une tendance à la baisse de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée depuis vingt ans, qui reste encore partiellement inexpliquée dans ce modèle. On ne peut de ce fait s'en affranchir : un test de nullité du *trend* dans (PS) est ainsi violemment rejeté<sup>(20)</sup>.

(20) Une conjecture qui mériterait d'être explorée dans un travail ultérieur est celle d'une fonction de production caractérisée par une élasticité de substitution des facteurs inférieure à 1. Dans un tel contexte, le taux de *mark-up* sur coûts salariaux n'est pas constant mais dépend du coût du capital. Le salaire réel doit alors baisser

A long terme, le chômage d'équilibre dépend uniquement du coin salarial et du coût du capital, sous la forme :

$$u_{lt}^* = 0,086 ck + 0,164 \text{ wedge} + C^{te}$$

Il résulte de la prise en compte, d'une manière endogène, de la formation du stock de capital par les entreprises, et donc de la productivité du travail qui en dépend directement. Du fait des délais importants inhérents au processus d'accumulation du capital et à ses effets, l'horizon auquel s'applique ce concept de chômage d'équilibre est plus lointain.

Grâce à la contrainte  $a_5 = c_5 = 0,0045$ , exprimant que l'amélioration tendancielle du niveau de vie exigée par les salariés est égale à celle de l'efficacité du travail (et donc compatible avec la contrainte imposée par la frontière du prix des facteurs), aucun terme déterministe n'apparaît dans cette expression.

La lecture de l'évolution du taux de chômage depuis vingt ans en est simplifiée : sur les 6,9 points de progression du chômage d'équilibre depuis 1974, 2,6 points seraient imputables à l'élévation du coin salarial et 4,3 points à celle du coût du capital<sup>(21)</sup>. Ce constat justifie dans une large mesure la politique de baisse des charges sur les bas salaires entreprise ces dernières années en France, dans la mesure où les travailleurs non qualifiés sont plus exposés au chômage que les travailleurs qualifiés.

Même si la neutralité des chocs d'efficacité du travail sur le chômage d'équilibre n'est pas rejetée, cette contrainte (i.e.  $\theta = 1$ ) **conduit sans doute à donner un tour trop "dichotomique" à l'analyse des causes de la montée de chômage français, en attribuant une responsabilité peut-être un peu trop forte à la montée des taux réels et en négligeant les effets d'une mauvaise adaptation des salaires réels au vif ralentissement du progrès technique observé lors du premier choc pétrolier.**

Quelles que soient cependant les incertitudes affectant le partage des rôles entre hausse des taux d'intérêt réels et ralentissement de l'efficacité, il apparaît clairement que l'hypothèse selon laquelle les fluctuations de la productivité apparente du travail seraient sans effet sur le

indépendamment de l'effet du coût du capital sur la productivité apparente du travail.(cf. Cotis et Rignols, opcit)

(21) Ce calcul est fait après correction des fortes variations ayant affecté les taux d'intérêt réels au début de la période. Le principe de cette correction est décrit dans la note 6.

chômage d'équilibre n'est pas corroborée empiriquement.

D'après nos estimations, le taux de chômage d'équilibre serait passé de 4 % environ au début des années soixante-dix à 11 % ou 10 % aujourd'hui selon que l'on se place à un horizon de court-moyen terme ou de long terme. Nous avons représenté sur le graphique 9 ci-contre le taux de chômage effectif et les taux de chômage d'équilibre de court et de long termes<sup>(22)</sup>. Ces derniers ont été lissés en raison des variations cycliques de la productivité et du profil relativement heurté des taux d'intérêt<sup>(23)</sup>.

Ces évaluations et le cadre théorique sur lequel elles s'appuient offrent une lecture plus riche de l'évolution du marché du travail de ces vingt dernières années qu'un calcul du type courbe de Phillips. Elle permet notamment de rendre compte du fait stylisé que constitue la progression rapide d'un excès de coût réel du travail (voir graphique 10 ci-contre) de 1974 au début des années quatre-vingt. Cette évolution, qui ne s'accompagne que d'une hausse modérée du taux de chômage (à partir de 1975 notamment), peut être expliquée par le faible niveau du coût du capital à cette époque, qui élevait le coût du travail désiré par les entreprises. Par rapport à une norme dérivée de la frontière des prix des facteurs, le coût du travail n'était alors pas aussi excessif qu'un simple examen de l'écart de coût réel du travail aurait pu le laisser penser. Il était alors logique que le chômage d'équilibre de long terme se maintienne à des niveaux modestes.

L'évolution du début des années quatre-vingt est particulièrement intéressante : à cette époque, la hausse des taux d'intérêt réels fait violemment croître le chômage d'équilibre de long terme, qui devient largement supérieur au chômage effectif. Ce dernier semble n'avoir subi cette force de rappel qu'après quelques années, puisqu'il ne converge vers sa cible de long terme qu'en 1983.

---

(22) Du fait de l'apparition de taux d'intérêt réels négatifs et d'un coût du capital apparent très faible entre 1974 et 1975, le taux de chômage d'équilibre de long terme présente un creux très marqué sur ces deux années, entraînant l'apparition de valeurs négatives du taux de chômage d'équilibre en un ou deux points. Dans la mesure où ce coût du capital apparent ne reflétait en aucune façon le vrai coût du capital supporté par les entreprises à cette période, il ne nous a pas semblé abusif de ne pas tenir compte de cette "anomalie" et d'interpoler linéairement le coût du capital et le taux de chômage d'équilibre correspondant entre 1973-4 et 1975-4. L'intégration d'une variable de coût du capital interpolée ainsi dans la procédure de Johansen ne fournit pas de résultats aussi satisfaisants. Il en est de même de l'usage d'un coût du capital plus conforme à la réalité actuelle du financement des entreprises, faisant partiellement intervenir les taux courts.

(23) Le lissage a été effectué à l'aide de la méthode de Hodrick-Prescott, en retenant une valeur de 100 pour le paramètre  $\lambda$ .

La moindre accumulation du capital consécutive à la hausse du coût du capital, et ses effets néfastes sur la productivité du travail et le coût du travail désiré par les entreprises, peuvent rendre compte de ce délai. On observe dans le même temps une stabilisation puis un début de réduction du déséquilibre de coût réel du travail, ce qui, moyennant le même type d'explication que précédemment, est cohérent avec la hausse du coût du capital<sup>(24)</sup>.

Jusqu'au début des années quatre-vingt-dix, le taux de chômage persiste à un niveau élevé, compatible avec sa cible de long terme. L'écart de coût réel se résorbe lentement, si bien que le coût du travail reste longtemps excessif aux yeux des entreprises.

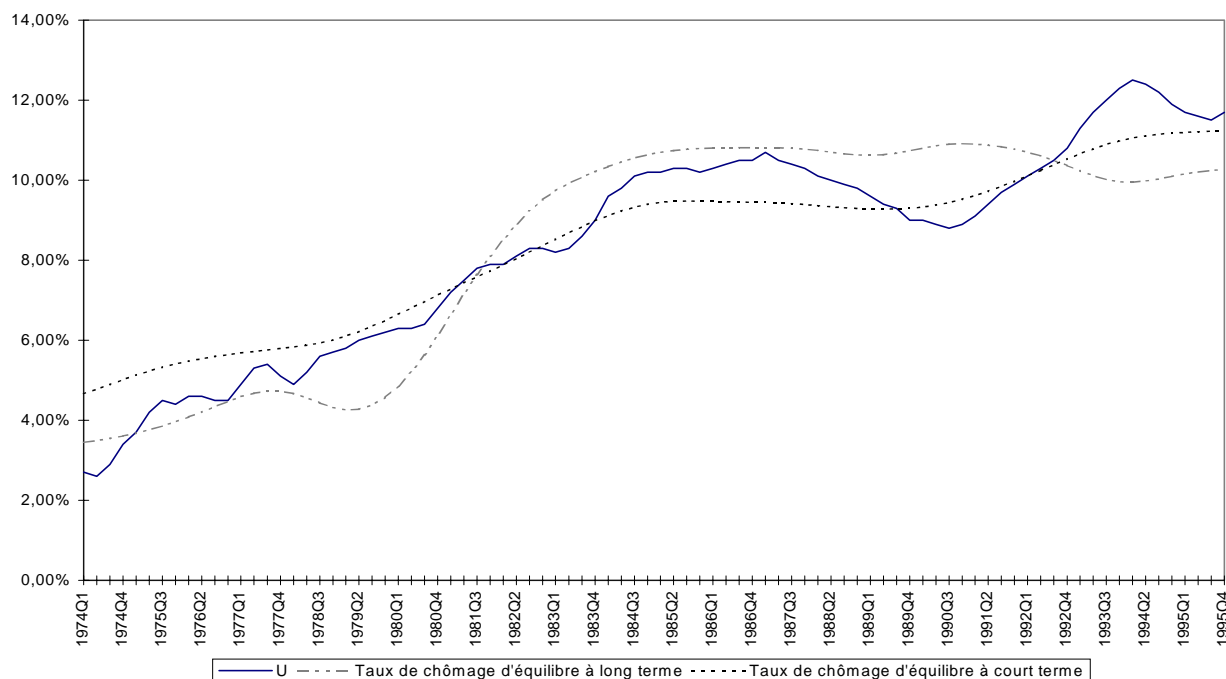
L'ensemble des évaluations proposées situent encore le chômage d'équilibre à un niveau élevé. La méthode standard s'appuyant sur l'estimation d'une courbe de Phillips débouche sur un NAIRU proche de 8,5%. Les évaluations plus sophistiquées d'un équilibre sur le marché du travail font apparaître un taux de chômage d'équilibre de l'ordre de 10 % à la fin de l'année 1995.

La mise en évidence des déterminants structurels du chômage permet cependant d'anticiper une amélioration progressive. Un raisonnement symétrique de celui du début des années quatre-vingt peut entretenir l'espoir que la baisse de taux enregistrée depuis 1993 aura un impact bénéfique sur le taux de chômage. Ceci est d'autant plus vrai que le coût du travail est revenu à un niveau compatible, selon la frontière des prix des facteurs, avec celui du coût du capital. Toutefois, la lenteur du processus d'accumulation du capital et de ses effets incite à penser que cette évolution ne sera pas immédiate. Enfin, les mesures d'allègement du coin salarial par l'élargissement de l'assiette de la fiscalité devraient aussi favoriser une décrue du chômage d'équilibre.

---

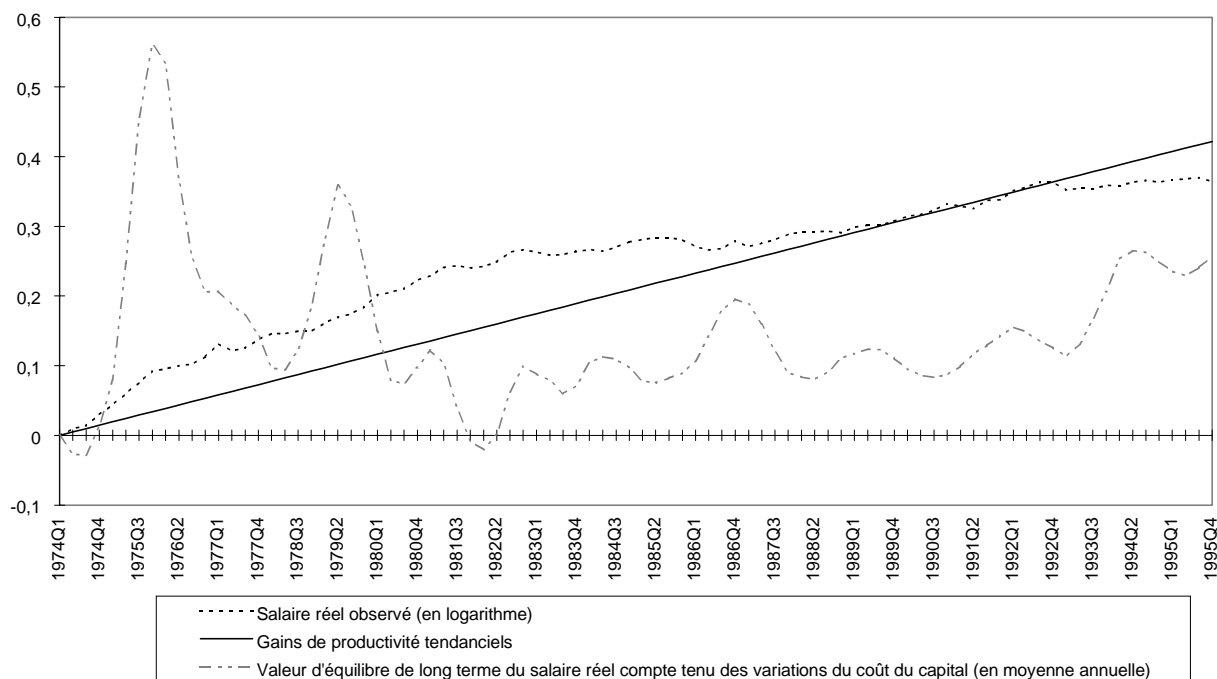
(24) A la suite de la hausse brutale du coût du capital, le coût du travail devenait réellement excessif aux yeux de l'entreprise, qui souhaitait de ce fait freiner fortement son évolution.

**Graphique 9 : chômage effectif et chômeages d'équilibre**



**Graphique 10 :**

**L'écart de coût réel du travail depuis 1974 (base 0 en 1974:1)**



---

## Bibliographie

---

- Bean C. (1994).** "European Unemployment : a Survey"; *Journal of Economic Literature*, vol.XXXII, pp. 573-619.
- Blanchard O. (1988)** "Unemployment : Getting the Questions Right and some of the Answers", Working Paper du NBER, n° 2698.
- Blanchard O., Summers L.(1986).** « Hysteresis and the European Unemployment Problem », *NBER Macroeconomics Annual*, n° 1.
- Bruno M., Sachs J. (1985).** « Worldwide Stagflation », *Harvard University Press*.
- Cotis J.Ph. (1995).** "Prélèvements obligatoires et chômage", *miméo, Direction de la Prévision*.
- Cotis J.Ph., L'Horty Y.(1996).** "Prélèvements obligatoires et chômage", *Document préparé pour les journées sur l'emploi du Commissariat Général du Plan*.
- Cotis J.Ph., Loufir (1990).** "Formation des salaires, chômage "d'équilibre" et incidence des cotisations sur le coût du travail", *Economie et Prévision* n° 92-93, pp. 97-110.
- Cotis J.Ph., Mihoubi F. (1990).** "L'hystérésis du taux de chômage en Europe", *Economie et Prévision*, n° 92-93, p. 127-144.
- Esmelkov (1993).** "High and Persistent Unemployment : Assessment of the Problem and its Causes", *Document de travail des affaires économiques de l'OCDE*, n° 132.
- Fitoussi J.P., Phelps E. (1988)** "The slump in Europe", Basil Blackwell.
- Hénin P.Y., Candelon B. (1994).** "Spécification et estimation d'un modèle canonique du marché du travail WS-PS", *présenté au XXXIXe colloque de l'AEA, Aix-en-Provence, 28-29 avril 1994*.
- Johansen S. (1988).** "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.
- Layard R., Nickell S., Jackman R. (1991).** "Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market", *Oxford Economic Press*.
- L'Horty Y., Méary R., Sobczak N. (1994).** "Le coin salarial en France depuis 1970", *Economie et Prévision*, n° 115, 1994-4.
- L'Horty Y., Sobczak N. (1995).** "Une estimation d'un modèle WS-PS minimal", *miméo, Direction de la Prévision*.
- L'Horty Y., Sobczak N. (1996).** "Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale", *Document de travail n° 96-7, Direction de la Prévision*.
- L'Horty Y., Thibault F. (1995).** "Une évaluation du NAIRU français à l'aide d'une boucle prix-salaire standard", *miméo, Direction de la Prévision*.
- Lindbeck A., Snower D. (1988).** "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment", Cambridge, *M.I.T. Press*.
- Manning A. (1993).** "Wage Bargaining and the Phillips Curve : the Identification and the Specification of Aggregate Wage Equations", *Economic Journal*, vol. 103, p. 98-118.
- Phelps E. (1994)** "Structural Slumps", Harvard University press.
- Shapiro C., Stiglitz J.E. (1984).** "Equilibrium Unemployment as a Worker Disciplinary Device", *American Economic Review*, 74(3).
- Tyrväinen T. (1994).** "Wage Determination in the Long Run, Real Wage Resistance and Unemployment : Multivariate Analysis of Cointegrating Relations in 10 OECD Economies", *miméo, OCDE*.