

**ESTIMATIONS D'UN MODÈLE**  
*Wage-Setting Price-Setting*  
**sur données trimestrielles françaises**

Yannick L'HORTY - Nicolas SOBCZAK

**Document de travail**

**N° 96-8**

**1996**

**Estimations d'un modèle *Wage-Setting Price-Setting*  
sur données trimestrielles françaises**

Yannick L'Horty - Nicolas Sobczak

**DOCUMENT DE TRAVAIL**

**N° 96-8**

**1996**

**Ce document de travail n'engage que son auteur. L'objet de cette 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

Introduction	3
I - Une estimation d'un modèle WS-PS minimal	3
I.1 - Le modèle économétrique	4
I.2 - Le problème classique de l'identification	4
I.3 - L'identification pratique du système WS-PS	5
I.4 - Stratégie d'estimation	6
I.5 - Les difficultés d'une estimation univariée	7
I.6 - Une estimation simultanée du modèle WS-PS	10
II - Une estimation d'un modèle WS-PS enrichi sur données trimestrielles françaises	13
II.1 - Le modèle économétrique	15
II.2 - Les estimations univariées de la courbe (WS) mettent en évidence le rôle des termes de l'échange intérieur et du revenu de remplacement dans la formation des salaires. L'impact éventuel du coin social et du SMIC n'apparaît pas robuste en revanche à la spécification retenue.	15
III. Les estimation obtenues du chômage d'équilibre restent encore fragiles.	21
Chômage effectif et chômage d'équilibre (1970 - 1993)	21
Bibliographie	23

---

## Introduction

---

Depuis les travaux de Sargan (1964), la littérature empirique s'est attachée à dégager une relation entre le niveau du salaire réel et le taux de chômage, en rupture avec la tradition empirique de la courbe de Phillips dans laquelle le *taux de croissance* du salaire réel est relié au niveau du chômage. Le recours aux formulations en terme de modèles à correction d'erreur, ainsi que le développement progressif de techniques de cointégration univariées, ont en effet permis de rechercher une relation de cointégration entre le niveau des salaires réels et un ensemble de variables susceptibles de concourir à leur formation, telles que la productivité, le taux de chômage, ou des variables de coin fiscal.

De telles estimations ont notamment été menées en France par Cotis-Loufir (1990), Cotis-Mihoubi (1990), et Hénin-Collard (1994). Elles permettent de retenir une description de la formation des salaires plus compatible avec l'ordre d'intégration des séries considérées, et de dégager une relation de long terme explicite dans laquelle l'équilibre détermine un niveau de prix relatif (ici le salaire réel) et non pas son taux de croissance<sup>1</sup>. Néanmoins, ces travaux n'estiment qu'une forme réduite, et ne permettent pas de déterminer les formes structurelles sous-jacentes des équations de salaires et de prix.

L'estimation de l'équilibre sur le marché du travail passe nécessairement par l'estimation simultanée de la courbe d'offre agrégée et de la courbe de demande agrégée, et exige donc 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 réelle 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 demeurait 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<sup>2</sup>. Très peu d'estimations du modèle WS-PS sont disponibles pour la France. Celles de Tyrvainen (1995) et Hénin-Candelon (1995) restent 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.

---

## I - Une estimation d'un modèle WS-PS minimal

---

La présente note propose une estimation structurelle du modèle WS-PS. A cet effet elle explicite, à la suite de Manning (1993), une solution pragmatique au problème de l'identification des formes structurelles des équations d'offre et de demande agrégée sur le marché du travail (les courbes WS et PS), en ne faisant apparaître la productivité que dans l'équation de prix. Sans anticiper sur des estimations plus riches, les résultats obtenus montrent qu'il est possible d'estimer un modèle WS-PS « minimal », où le nombre de variables est, à ce stade, réduit au minimum : coût réel du travail, productivité apparente du travail et taux de chômage.

Il existe un très grand nombre de variables susceptibles d'affecter la négociation salariale ou la demande de travail, dont certaines, tel le pouvoir de marché des entreprises et des syndicats ne sont pas directement observables. La parcimonie de la spécification retenue permet de concentrer l'analyse sur la validation du coeur du modèle, et d'estimer les pentes des deux courbes. Ainsi les estimations permettent d'évaluer l'élasticité de la demande de travail à son coût entre 0,5 et 1, et une quasi-élasticité des salaires au taux de chômage de l'ordre de 2 dans la courbe d'offre. Un tel résultat fournit ainsi le socle à l'exploration du rôle d'autres facteurs structurels dans la formation du chômage d'équilibre.

Ces estimations permettent par ailleurs d'illustrer simplement les difficultés attachées à la technique d'estimation lorsque le modèle est constitué de deux équations simultanées, dont il faut clairement spécifier les conditions d'identification. En effet, une estimation séparée de chacune des équations

---

<sup>1</sup> voir L'Horty-Thibault (1995) pour une discussion des avantages d'une spécification en niveau

---

<sup>2</sup> même si certains problèmes de spécification, liés notamment à la place de la productivité dans une équation de salaire peuvent subsister.

au moyen de techniques univariées apparaît délicate. En revanche le recours à une technique multivariée met en évidence deux relations de cointégration, à partir desquelles il est possible d'identifier les formes structurelles induites par un modèle théorique WS-PS à la Layard-Nickell-Jackman (1991).

## I.1 - Le modèle économétrique

Dans sa version minimale le modèle WS-PS peut s'écrire :

$$w - p = b_2 \frac{Q}{N} + b_1 u + b_0 \quad (\text{PS})$$

$$w - p = -a_1 u + a_0 \quad (\text{WS})$$

où  $\frac{Q}{N}$  est la productivité apparente de plein emploi (le PIB est rapporté à  $N$  la population active) ;  $w - p$  le coût réel du travail, et  $u$  le taux de chômage<sup>3</sup> ;  $b_0$  et  $a_0$  représentent les autres termes susceptibles de peser respectivement sur la formation des prix et des salaires, qui ne sont pas détaillés ici.

La courbe de formation des prix (*Price Setting*) coïncide avec une demande de travail agrégée des entreprises : en concurrence monopolistique celles-ci appliquent un taux de marge sur leurs coûts salariaux unitaires pour déterminer leur prix.

La courbe de formation des salaires (*Wage-Setting*) découle de la négociation salariale entre l'entreprise et le syndicat. Lorsque le taux de chômage augmente, le risque de tomber au chômage en cas d'échec de la négociation s'accroît, si bien que les revendications salariales diminuent<sup>4</sup>.

L'équilibre résulte de la confrontation de la demande de travail (PS) et de la pseudo-offre de travail (WS), déterminant le salaire réel et le chômage d'équilibre.

## I.2 - 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 apparaît dès que sont impliquées plusieurs équations ayant les mêmes variables. Il est alors impossible de discerner ces équations entre elles, ni même de les dis-

tinguer d'une quelconque de leur combinaison linéaire.

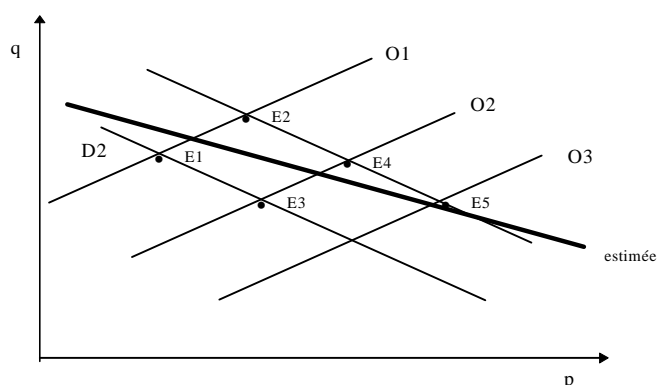
Ce point apparaît clairement lors de l'estimation d'une courbe de demande et d'une courbe d'offre :

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

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

où  $q$  est la quantité et  $p$  le prix.

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



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

Le problème trouve son origine dans l'équivalence des formes statistiques retenues : dans les deux cas, la quantité est exprimée comme une fonction linéaire du prix et d'un terme d'erreur. Sans informations supplémentaires, l'estimation directe d'une équation du type :

$$q = a + bp + \varepsilon$$

est donc susceptible de fournir n'importe quelle combinaison des deux formes structurelles sans qu'il soit possible de les distinguer.

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.

<sup>3</sup> toutes les variables, sauf le taux de chômage, sont des logarithmes.

<sup>4</sup> Pour plus de détails et une dérivation formelle des deux courbes, on se reportera à L'Horty-Thibault (1995) et Méary-Sobczak (1994).

### I.3 - L'identification pratique du système WS-PS

L'estimation du modèle WS-PS ne peut s'affranchir de cette contrainte d'identification. 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 (94) fait remarquer que cette impossibilité ne surgit pas seulement pour les modèles de négociation, puisqu'en réalité tous le modèle 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 devait figurer simultanément dans la courbe (PS) et dans la courbe (WS). La solution retenue ici consiste au contraire à ne pas inclure la productivité apparente du travail dans l'équation de formation des salaires (la courbe d'offre agrégée)<sup>5</sup>.

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 dans l'équation de salaire ne devrait ainsi son origine qu'à l'habitude de travailler sur des formes réduites, et non pas sur la forme structurelle.

---

<sup>5</sup> 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 l'intensité capitaliste et non la productivité tendancielle.

La question de la place de la productivité dans une équation de salaire reste assez controversée et n'est pas résolue à ce jour dans la littérature. Le débat sur la « vraie » forme structurelle de la courbe de formation des salaires peut d'ailleurs difficilement être tranché de manière théorique. Prenant acte de cette difficulté, les estimations proposées ici s'appuient sur une solution pragmatique au problème de l'identification, en estimant une courbe de salaires dans laquelle la productivité apparente du travail ne figure pas. Au-delà du débat un peu métaphysique sur la place d'une variable de productivité dans une équation de salaires, une telle méthode d'identification recouvre un enjeu important.

Avec cette spécification, le modèle implique en effet que le chômage d'équilibre dépend de la productivité apparente du travail<sup>6</sup>, et tout particulièrement de l'intensité capitaliste. 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. La contrainte d'identification retenue n'est donc licite qu'à la condition que le chômage d'équilibre dépende effectivement de la productivité apparente du travail, ou de ses déterminants de long terme.

L'objet de la note théorique (« Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale ») est précisément de justifier ce point de vue de manière théorique. Il montre qu'il existe quelques bonnes raisons de croire que le chômage d'équilibre dépend de la productivité.

Par ailleurs, il a semblé plus général de retenir une spécification permettant que le chômage d'équilibre dépende de la productivité, plutôt que d'imposer une spécification excluant d'emblée le rôle de l'accumulation du capital. Il convient de noter au demeurant que la détermination économique du chômage d'équilibre est tout-à-fait robuste au choix d'identification<sup>7</sup>, et que par conséquent les estimations pourraient rejeter *in fine* le rôle de la productivité<sup>8</sup>.

La contrainte d'identification proposée par les papiers à la suite de Manning (1993) consiste alors

---

<sup>6</sup> 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 pas de la productivité, avec l'hypothèse d'identification retenue ici).

<sup>7</sup> Ce n'est qu'en variante que les choix de spécification induisent des propriétés distinctes.

<sup>8</sup> Il pourra néanmoins se poser un problème de puissance des tests. Le choix de l'hypothèse nulle est alors crucial.

simplement à retenir la forme de l'équation de salaires la plus aisément identifiable (en excluant la productivité apparente, la courbe WS devient très orthogonale à la courbe PS), sans pour autant introduire de propriétés indésirables pour le chômage d'équilibre.

La formation des salaires peut alors se résumer à la défense par les salariés (*insiders*) de leur position relative vis-à-vis des chômeurs (*outsiders*). Le taux de chômage  $y$  exerce un rôle déterminant, tout comme les revenus de remplacement distribués aux chômeurs, ou les écarts de fiscalité entre salariés et chômeurs, mais pas la productivité du travail qui conditionne seulement le processus de production. C'est ensuite la confrontation entre ce « salaire de réservation » (endogène dans le modèle) et le salaire réalisable pour l'entreprise (la productivité du travail) qui détermine l'équilibre du marché du travail..

Le modèle WS-PS estimé ici retient donc une forme « structurelle » au sens de Manning de l'équation de salaire. La courbe (WS) est simplement identifiée par la condition que la productivité n'y apparaît pas.

- identification de (PS)

A ce stade, la courbe (PS) n'est cependant toujours pas identifiée. En effet toute combinaison linéaire de (PS) et de (WS) (affectée des poids  $\lambda$  et  $\mu$ , avec  $\lambda + \mu = 1$ ) fournit une équation du type :

$$w - p = (\lambda b_1) \frac{Q}{N} + (\lambda b_1 - \mu a_1)u + (\lambda b_0 + \mu a_0)$$

soit 
$$w - p = B_2 \frac{Q}{N} + B_1 u + B_0$$

Cette forme n'est statistiquement pas discernable de l'équation (PS) écrite dans le modèle initial, si bien que son estimation directe ne garantit pas que la courbe obtenue est la courbe (PS) au lieu d'une combinaison linéaire de (PS) et (WS) (forme réduite).

Il faut donc imposer une condition supplémentaire d'identification de la courbe (PS). Une solution pourrait consister à introduire une variable supplémentaire dans (WS) qui ne saurait apparaître dans (PS) (comme par exemple un revenu de remplacement). L'introduction d'une nouvelle variable n'est cependant pas nécessaire ici, puisqu'il est possible de contraindre la forme de la courbe (PS) sans perte de généralité.

Il suffit pour cela de revenir sur la formulation de la courbe (PS). Celle-ci dérive en effet de la demande de travail des entreprises.

Lorsque la fonction de production est Cobb-Douglas, la condition du premier ordre s'écrit simplement :

$$p = \mu \times \frac{w}{\alpha(Y/L)} \quad \text{où } \mu \text{ est le taux de marge, } L \text{ est}$$

l'emploi.

La firme applique un taux de marge sur ses coûts salariaux unitaires. En logarithme l'équation s'écrit :

$$w - p = \log\left(\frac{Y}{L}\right) + C^{te}$$

On a par ailleurs  $u = 1 - \frac{L}{N}$  soit

$$\log\left(\frac{L}{N}\right) = \log(1 - u) \approx -u$$

Dès lors  $\log\frac{Y}{L} = \log\frac{Y}{N} + \log\frac{N}{L} = \frac{Q}{N} + u$  avec

la notation retenue ( $\log\frac{Y}{N} = \frac{Q}{N}$ )

d'où 
$$w - p = \frac{Q}{N} + u + C^{te} \quad \text{(PS)}$$

La dérivation théorique implique donc  $b_1 = b_2 = 1$ , dans le cas d'une fonction Cobb-Douglas. Plus généralement, 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 est donc simplement  $b_1 = b_2$ . Il n'est pas utile d'imposer l'indexation unitaire, celle-ci pourra être simplement testée.

- Forme finale du système

Le modèle est ainsi exactement identifié sous la forme suivante :

$$w - p = b_1\left(\frac{Q}{N} + u\right) + b_0 \quad \text{(PS)}$$

$$w - p = -a_1 u + a_0 \quad \text{(WS)}$$

#### I.4 - Stratégie d'estimation

Les tests de racine unité pour ces trois variables ne permettent pas de rejeter l'hypothèse qu'elles sont I(1)<sup>9</sup>. Le système théorique peut donc s'interpréter comme deux relations de cointégration indépendantes entre les trois variables.

L'objectif des estimations est alors de tester l'existence de ces deux relations de cointégration

<sup>9</sup> Voir les tests complets dans Thibault (1994)

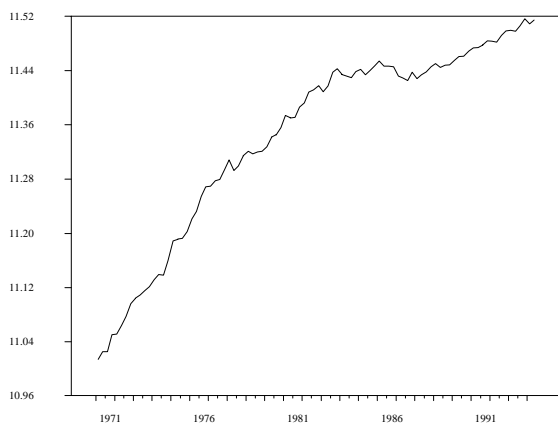
et d'en proposer une évaluation. Deux méthodes peuvent être utilisées. La première tente d'estimer séparément les courbes (PS) et (WS) par des techniques univariées (approche en deux étapes de Engle-Granger (1987) ou estimation non linéaire en une étape d'un MCE). Hénin et Candelon (1994) procèdent de la sorte, sur des spécifications beaucoup plus riches que celles retenues ici, et mettent en évidence l'existence d'une courbe (PS) et d'une courbe (WS) pour la France sur données semestrielles (période d'estimation 1970-II à 1991-I).

La deuxième estime simultanément les deux courbes par le recours à une technique multivariée (Johansen (1988)), *a priori* mieux adaptée à l'estimation d'un 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. Hecq et Mahy (1994) montrent par cette technique l'existence de deux relations de cointégration pour la Belgique sur données annuelles (période d'estimation 1953-1990), à partir desquelles ils identifient une relation de price-setting et une relation de wage-setting.

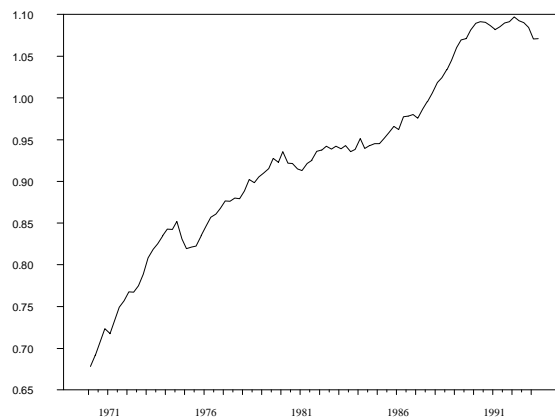
Ces deux méthodes seront développées ici pour la France sur données trimestrielles (période d'estimation 1970 :1-1993 :2) avec les trois variables suivantes :

- Logarithme du coût réel du travail (déflaté par le prix à la valeur ajoutée)
- Logarithme de la « productivité » apparente de plein emploi (rapport du PIB à la population active)
- Taux de chômage

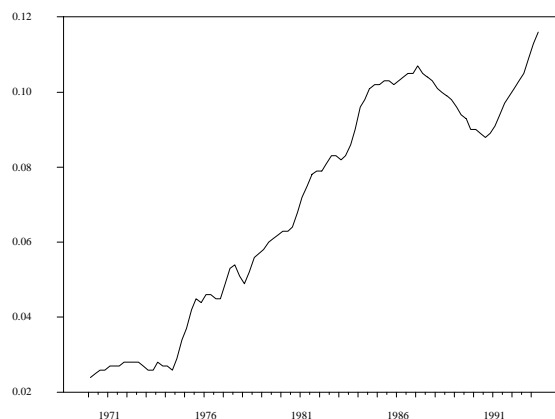
#### log du cout réel du travail



#### log de la productivité



#### taux de chômage



### I.5 - Les difficultés d'une estimation univariée

La recherche des deux relations de cointégration par des techniques univariées rencontre de nombreuses difficultés. Les tests de cointégration les plus simples n'apparaissent pas satisfaisants, et les relations obtenues ne sont pas conformes aux formes théoriques.

- estimation de (PS)

*Test de l'existence d'une relation de cointégration*

L'équation :  $w - p = b_2 \frac{Q}{N} + b_1 u + b_0 + \eta + \varepsilon$  est directement estimée par les MCO. Un trend temporel est ajouté pour permettre la stationnarité du résidu autour d'une tendance.

L'estimation non contrainte ( $b_2 \neq b_1$ ) fournit alors les résultats suivants :

$$w - p = 1,86 \cdot \frac{Q}{N} + 5,06 \cdot u - 0,0076 \cdot t + 9,63$$



$$CRDW = 0,29 \quad DF = - 2,64 \quad ADF = - 3,30$$

La valeur de la statistique de Durbin et Watson est faible, et le test ADF ne permet pas de rejeter l'hypothèse de non-cointégration<sup>10</sup>. L'estimation contrainte ( $b_1=b_2$ ), qui permet d'identifier la forme structurelle de la courbe (PS), donne :

$$w-p = 1,45.(\frac{Q}{N} + u) - 0,0023t + 10$$

$$CRDW = 0,08 \quad DF = -1,41 \quad ADF = -1,73$$

Les tests rejettent donc dans ce cas largement la cointégration.

Il faut noter cependant que la méthode d'Engle-Granger peut être sensible au choix de la variable dépendante.

Ainsi l'estimation d'une courbe (PS) dans laquelle la productivité est prise comme variable expliquée, le taux de chômage et le coût du travail comme variables explicatives, fournit des statistiques meilleures

$$CRDW = 0,39 \quad DF = - 3,41 \quad ADF = - 4,12^* ,$$

qui permettent d'accepter l'existence d'une relation de cointégration, au seuil de 5% pour la statistique ADF.

A nouveau, lorsque la contrainte d'identification ( $b_1=b_2$ ) est imposée, les tests sont moins favorables :  $CRDW = 0,20 \quad DF = - 2,74 \quad ADF = - 3,1^{**}$ , mais les valeurs critiques sont moins exigeantes car le nombre de variables indépendantes est diminuée par la contrainte. Le test ADF permet d'accepter la cointégration au seuil de 10%.

Au total, l'existence d'une relation de cointégration de type (PS) entre le coût du travail, la productivité et le taux de chômage est acceptée assez marginalement. Hénin et Candelon (1994) rencontrent la même difficulté alors que leur spécification est beaucoup plus riche. Laffargue (1995) rappelle cependant que Banerjee-Dolado-Galbraith et Hendry (1993) estiment que la méthode d'Engle et Granger peut conduire à rejeter trop souvent la cointégration pour des échantillons de taille usuelle. L'hypothèse d'existence d'une relation de cointégration est donc retenue ici.

---

<sup>10</sup>Valeurs critiques :  $CRDW$  0,55 à 5%  
 Engle-Yoo (1987)  
 $ADF$  -3,80 à 5% et -3,52 à 10% Phillips-Ouliaris (1990)  
 ou -3,62 à 5% et -3,32 à 10% Engle-Yoo (1987)  
 $DF$  -3,93 à 5% et -3,59 à 10% Engle-Yoo (1987)

Estimation efficace de la relation de cointégration.

Lorsqu'il y a cointégration, les MCO fournissent des estimateurs super-convergens de la relation. Il faut cependant tenir compte de l'éventuelle autocorrélation des résidus et des problèmes d'exogénéité des variables explicatives. Deux techniques permettent de traiter ces problèmes dans l'estimation directe de la relation de cointégration<sup>11</sup>.

- estimation par la méthode de Saikkonen

La première est suggérée par Saikkonen (1991) qui montre que l'ajout de termes avancés et retardés des différences premières des variables explicatives permet d'obtenir des estimateurs efficaces :

$$w-p = b_1(\frac{Q}{N} + u) + \gamma + b_0 + \sum_{i=-4}^4 \alpha_i \Delta(\frac{Q}{N})_{-i} + \sum_{i=-4}^4 \beta_i \Delta u_{-i}$$

La relation de cointégration ainsi estimée par les MCO est alors<sup>12</sup> (les termes de retards et d'avances ne sont pas indiqués ici ; lors de l'estimation, seuls les termes les plus significatifs ont été conservés) :

$$w-p = 1,66.(\frac{Q}{N} + u) - 0,0034.t$$

- \* estimation par la méthode de Philipps-Loretan

La seconde technique est proposée par Philipps et Loretan (1991) et consiste à intégrer la forme autorégressive du résidu dans la relation de cointégration.

$$w-p = b_1(\frac{Q}{N} + u) + \gamma + b_0 + \varepsilon_t$$

avec  $\varphi(L).\varepsilon_t = u_t$  où  $u_t$  est un bruit blanc

On a donc

$$\varphi(L) \left[ (w-p) - b_1(\frac{Q}{N} + u) - \gamma \right] + b_0 = u_t$$

En développant  $\varphi(L) = 1 + \varphi_1 L + \dots + \varphi_p L^p$ , l'équation peut se réécrire sous la forme :

$$w-p = b_1(\frac{Q}{N} + u) - \gamma + \sum_{i=1}^p \varphi_i \left[ (w-p) - b_1(\frac{Q}{N} + u) - \gamma \right]_{-i} + b_0 + u_t$$

Il s'agit simplement d'une représentation autorégressive du vecteur de cointégration. L'estimation d'une telle relation exige cependant le recours à

---

<sup>11</sup> Cette présentation s'inspire largement de Laffargue (1995)  
<sup>12</sup> A partir d'ici, la constante ne sera pas explicitée dans la présentation de la relation de cointégration.

une technique de moindres carrés non linéaires, puisqu'il faut estimer simultanément les  $\varphi_i$  et  $b_1$ . Mais cette approche permet d'appliquer directement les tests de Fischer et de Student sur les coefficients.

La mise en oeuvre directe de cette méthode ne donne pas néanmoins de résultats très satisfaisants. Ainsi lorsque la variable expliquée est le coût du travail, la représentation autorégressive obtenue laisse clairement apparaître une racine proche de l'unité, ce qui jette un doute sur l'existence même d'une relation de cointégration. Cette difficulté reflète clairement la médiocrité des tests de cointégration effectués plus haut.

Comme précédemment, la méthode peut être sensible au choix de la variable expliquée. L'équation a donc été estimée en prenant  $(\frac{Q}{N} + u)$  comme

membre de gauche de l'équation :

$$\frac{Q}{N} + u = 0,12 \cdot (w - p) + 0,0039t$$

$$(1,5) \quad (10,1)$$

avec  $\varphi(L) = 1 - 0,876 \cdot L$

$$(19,9)$$

La représentation autorégressive admet ici une racine significativement différente de l'unité, ce qui indique que la relation est cointégrante. En revanche le coefficient du coût du travail est peu significatif. Enfin après réécriture, les coefficients obtenus sont très élevés :

$$w - p = 8,4 \cdot (\frac{Q}{N} + u) - 0,03 \cdot t$$

Une estimation a aussi été tentée sans contraindre la forme de l'équation ( $b_1 \neq b_2$ ). Elle fournit des résultats assez équivalents, à ceci près que le coefficient du coût du travail est significatif. Le test d'égalité  $b_1 = b_2$  est par ailleurs rejeté et les coefficients sont encore élevés

$$(w - p = 5,9 \cdot \frac{Q}{N} + 9,8 \cdot u - 0,026t) .$$

- estimation directe d'un MCE en une étape

L'écriture directe d'une MCE en une étape permet aussi d'estimer la relation de cointégration, voire incidemment de présumer son existence en appréciant le caractère significatif des termes de rappel. Afin d'obtenir directement la relation de cointégration, l'équation a été spécifiée sous la forme :

$$\Delta(w - p) = C^{te} + \sum_1^4 \delta_i \Delta(w - p)_{-i} + \sum_0^4 \alpha_i \Delta(\frac{Q}{N})_{-i} + \sum_0^4 \beta_i \Delta u_{-i} - e \left[ (w - p) - b_1 (\frac{Q}{N} + u) - \gamma t \right]_{-1}$$

Elle est donc estimée par les moindres carrés non linéaires. Le nombre maximum de retards est fixé arbitrairement à 4, et la contrainte d'identification n'est pas imposée sur la dynamique de court terme. Le résultat complet de l'estimation est détaillé en annexe. Le ratio de Student du terme de rappel est élevé ( $\hat{e} = 0,11$  ,  $\hat{t} = 5,5$ ) ce qui laisse présumer l'existence d'une relation de cointégration. Celle-ci s'écrit ici :

$$w - p = 2,2 \cdot (\frac{Q}{N} + u) - 0,007 \cdot t$$

De plus, le test d'indexation unitaire à la productivité et au chômage est refusé, ce qui semble invalider une spécification du type Cobb-Douglas.

Au total, l'existence d'une relation de cointégration de type (PS) peut être retenue, et les MCO simples, la méthode de Saikkonen, tout comme un MCE en une étape fournissent des estimations relativement convergentes. Le coefficient de la productivité et du chômage y apparaît largement supérieur à 1, et un important trend subsiste dans les estimations sans qu'il soit possible de le supprimer. Ces motifs d'insatisfaction ont résisté notamment à l'introduction d'un trend coudé, ou de dummies capturant le ralentissement des gains de productivité.

L'estimation univariée de la courbe (PS) apparaît donc délicate et la fragilité de la preuve de l'existence d'une relation de cointégration trouve un écho dans le peu de robustesse des estimations. Au demeurant, il n'est pas exclu que d'éventuelles multicolinéarités entre les variables, et notamment entre la productivité, le chômage et le trend, viennent compliquer l'estimation sans qu'il soit possible d'y remédier simplement. Les estimations convergent toutefois pour évaluer l'élasticité de la demande de travail à son coût entre - 0,5 et - 1, ce qui est tout-à-fait comparable aux résultats obtenus traditionnellement pour la France.

- estimation de WS

La même stratégie peut être suivie pour l'estimation de la courbe de formation des salaires.

Celle-ci tourne court cependant par l'impossibilité de mettre en évidence une relation de cointégration entre le coût du travail et le taux de chômage.

L'estimation par les MCO donne en effet :

$$w - p = 2,25.u + 0,0025.t + 11,06$$

$$CRDW = 0,05 \quad DF = -2,21 \quad ADF = -2,07$$

Les tests ne permettent donc pas de rejeter l'absence de cointégration. Il faut noter de plus que le signe du coefficient du taux de chômage n'est pas satisfaisant et semble plutôt indiquer que la courbe estimée s'identifie à une demande de travail. Une spécification inversée, où la variable dépendante est le taux de chômage, ne fournit pas de résultats plus favorables. Enfin une tentative d'estimation directe d'un MCE ne permet pas de mettre en évidence une quelconque relation de long terme entre coût du travail et chômage. Il apparaît plus naturellement une estimation du type courbe de Phillips, où seul le niveau du taux de chômage intervient dans le long terme.

## I.6 - Une estimation simultanée du modèle WS-PS

Les difficultés rencontrées plus haut illustrent clairement les limites des techniques univariées pour l'estimation d'un système WS-PS, et tout particulièrement lorsque le nombre de variables est faible. Si de telles techniques restent toujours valables dans un cadre multivarié, elles butent sur leur incapacité à prendre en considération plus d'une relation de cointégration entre mêmes variables, tout comme elles intègrent difficilement le caractère endogène de toutes les variables considérées.

Le recours à une représentation multivariée apparaît plus adéquat. La méthode développée à partir de Johansen (1988) permet en effet d'estimer par la procédure du maximum de vraisemblance plusieurs relations de cointégration indépendantes.

Celles-ci constituent alors l'espace cointégrant, à partir duquel il est possible d'identifier et de tester les formes structurelles<sup>13</sup>.

L'estimation du modèle WS-PS par la procédure de Johansen fournit ainsi des résultats encourageants. Les tests de cointégration permettent en effet de retenir l'existence d'un sous-espace cointégrant de dimension 2 entre les trois variables

étudiées. Il est ensuite possible d'identifier dans cet espace une courbe de *price-setting* et une courbe de *wage-setting*, conformes à la représentation théorique formulée plus haut<sup>14</sup>.

- détermination de la dimension de l'espace cointégrant.

Le choix du nombre de retards dans l'écriture du modèle VAR non restreint est décidé à partir de tests du rapport de vraisemblance. Ils indiquent ici une valeur optimale de 5 trimestres.

Par ailleurs, les tests du nombre de vecteurs de cointégration sont conditionnés par la représentation des variables déterministes. Il faut en effet tenir compte de l'inclusion éventuelle du trend ou de la constante dans la relation de cointégration. Un premier test du nombre de relations de cointégration, dans un modèle où la constante et le trend ne sont pas contraintes d'appartenir aux relations de long terme, ne fournit pas des résultats acceptables. Il indique en effet la présence de trois relations de cointégration, ce qui n'est possible que si les trois variables sont stationnaires ! Au demeurant, la présence d'un trend déterministe non nul en dehors des relations de cointégration, traduirait la présence d'un trend quadratique, puisque le modèle est écrit en différences premières.

Les tests du rang de l'espace cointégrant ont donc été menés pour un modèle où le trend est contraint de figurer seulement dans les relations de cointégration. Les valeurs des tests traditionnels du  $\lambda$  max ou de la trace sont détaillés dans le tableau ci-dessous. Ils permettent de retenir l'existence de deux relations de cointégration.

Une fois connu le rang de cointégration, des tests systématiques du rapport de vraisemblance sur la forme des composantes déterministes viennent confirmer l'écriture du modèle avec une constante non contrainte dans le court terme, et un trend intégré aux relations de long terme. La spécification du modèle est donc entièrement déterminée (5 retards, 2 relations de cointégration, trend intégré à l'espace cointégrant).

- estimation des vecteurs de cointégration.

Les estimations des deux vecteurs de cointégration sont détaillées dans le tableau ci-dessous. Les deux vecteurs ont été normalisés par le coût du travail (et multipliés par -1 pour faire apparaître le signe des coefficients avec  $w-p$  comme membre de gauche et les autres variables à droite).

<sup>13</sup> La description de la procédure de Johansen est suffisamment répandue dans la littérature pour que cette note se dispense de la présenter. Un encadré simple peut être trouvé dans Gudin (93).

<sup>14</sup> Les estimations ont été réalisées grâce au module « malcolm » développé par Mosconi sous RATS.

### Estimation du nombre de vecteurs de cointégration

H <sub>0</sub> contre H <sub>a</sub>	Test du $\lambda$ max		Test de la trace	
	statistique	valeur critique (à 5%)	statistique	valeur critique (à 5%)
r = 0 contre r = 1	40,0*	25,5	73,6*	42,4
r ≤ 1 contre r = 2	23,3*	19,0	33,6*	25,3
r ≤ 2 contre r = 3	10,3	12,3	10,3	12,3

### Vecteurs de cointégration

w-p	$\frac{Q}{N}$	u	trend
- 1	3,13	8,63	- 0,0146
- 1	2,32	4,12	- 0,0091

Il est important de noter qu'à ce stade les deux relations obtenues n'ont *a priori* aucune signification économique. Les deux 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 deux vecteurs constitue une relation de cointégration entre les trois variables considérées. Ils n'ont alors d'autre valeur que purement économétrique.

**L'économétrie seule ne permet donc pas de déterminer *ex nihilo* la forme structurelle de l'équation de formation des prix et de l'équation de formation des salaires. 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 est ici de dimension 2. Il s'agit 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 deux dernières relations revêtent une signification économique et peuvent être identifiées aux

deux formes structurelles (WS) et (PS).

Un commentaire préliminaire peut toutefois être avancé à ce stade. Les deux vecteurs obtenus font tous les deux apparaître spontanément un coefficient positif du taux de chômage, ce qui semble indiquer plutôt un comportement de price-setting que de wage-setting.

Ce résultat éclaire quelque peu les difficultés rencontrées lors de l'estimation univariée des courbes (PS) et (WS). Il montre en effet que les relations de cointégration qui « sortent » économétriquement le plus aisément sont des combinaisons des courbes (PS) et (WS) qui relèvent plutôt d'une formation des prix. Or l'utilisation de techniques univariées peut au plus permettre d'estimer une seule relation de cette forme. La recherche des deux courbes (PS) et (WS), même bien spécifiées, peut donc échouer dans l'estimation directe et n'identifier qu'une seule des deux relations.

Avant de procéder à l'identification des formes structurelles, il convient de vérifier que chacune des variables appartient à l'espace de cointégration. Il suffit de procéder à un test du rapport des vraisemblances de l'hypothèse de nullité des deux coefficients (un pour chaque relation de long terme) de la variable considérée. La statistique suit dans le cas du modèle retenu un  $\chi^2$  à 8 degrés de liberté. Le tableau ci-dessous donne la valeur des tests.

### Tests de nullité des coefficients pour les deux vecteurs

	$w-p$	$\frac{Q}{N}$	$u$	trend
Statistique	14,6 **	19,1*	18,3*	19,7*

Valeurs critiques d'un  $\chi^2$  (8) : 15,5 à 5% et 13,4 à 10%

L'exclusion des relations de cointégration est donc refusée pour toutes les variables au seuil de 5%, sauf pour le coût du travail pour lequel le seuil est de 10% (plus exactement, le niveau de significativité obtenu pour l'hypothèse d'exclusion du coût réel du travail est de 6,7%). Il est donc possible d'identifier les deux formes structurelles en imposant les restrictions retenues plus haut, sans risquer d'introduire une condition d'identification non significative.

- identification des courbes de *wage-setting* et de *price-setting*.

Le problème de l'identification des deux courbes (PS) et (WS) trouve ici une illustration simple. Il faut en effet bien noter que **seul l'espace cointégrant est déterminé de manière unique par l'estimation**. Les deux vecteurs de cointégration estimés sont linéairement indépendants, et forment donc au sens algébrique du terme une base de l'espace de cointégration. Dès lors toute combinaison linéaire des deux vecteurs estimés constitue une relation de cointégration entre les trois variables considérées. Il existe donc une infinité de relations cointégrant entre le coût réel du travail, la productivité, le chômage et le trend (mais on sait toutes les calculer).

Les formes structurelles sont obtenues en calculant les deux combinaisons linéaires des vecteurs de cointégration estimés qui satisfont les contraintes d'identification : pour (PS), les coefficients du chômage et de la productivité sont égaux ; pour (WS), le coefficient de la productivité est nul. Il faut bien noter qu'il ne s'agit pas d'un test, mais d'un simple « changement de base » de l'espace de cointégration, afin de discerner les deux équations structurelles. Après normalisation, les deux relations s'écrivent :

$$w - p = 1,92 \cdot \left(\frac{Q}{N} + u\right) - 0,0064 \cdot t \quad (\text{PS})$$

(13,4)            (-8,8)

$$w - p = -8,8 \cdot u + 0,0069 \cdot t \quad (\text{WS})$$

(-11,8)        (6,3)

Le système estimé est donc conforme au modèle théorique. L'estimation de la courbe (PS) est très proche de celles qui ont pu être obtenues par les techniques univariées. Le coefficient affectant la productivité et le chômage dans la courbe (PS) est bien positif. Il révèle une élasticité de l'emploi au coût du travail de l'ordre de 0,5. Le coefficient du taux de chômage est négatif et significatif dans la courbe (WS). En revanche, la présence d'un trend élevé dans les deux équations, et la forte valeur du coefficient de la productivité et du chômage dans la courbe de *price-setting*, constituent toujours des motifs d'insatisfaction.

Un test d'indexation unitaire du coût du travail sur la productivité et le chômage peut être mis en oeuvre dans le cadre multivarié. Contrairement au cas univarié, il ne permet pas de rejeter l'hypothèse : la statistique obtenue vaut en effet 1,91 pour une valeur critique d'un  $\chi^2$  (1) égale à 3,84 au seuil de 5% et à 2,71 au seuil de 10%.

L'estimation contrainte fournit alors les deux relations suivantes :

$$w - p = \frac{Q}{N} + u - 0,0025 \cdot t \quad (\text{PS})$$

$$w - p = -2,2 \cdot u + 0,003 \cdot t \quad (\text{WS})$$

Le modèle WS-PS, spécifié en niveaux, et avec indexation unitaire du coût du travail à la productivité et au chômage dans la courbe (PS), n'est donc pas rejeté par les données. Tyrvaïnen (1994) obtient un résultat identique pour la France par la procédure de Johansen, appliquée toutefois à l'estimation séparée de (WS) et (PS), et sur données semestrielles.

Enfin, deux tests supplémentaires évaluent si la présence d'un trend est nécessaire dans les deux équations, une fois la contrainte d'indexation unitaire imposée. L'exclusion du trend de la courbe (PS) est très largement repoussée (statistique 16,9\* pour un  $\chi^2$  (2) dont la valeur critique vaut 5,99 au seuil de 5%). Et l'exclusion du trend de la courbe (WS) est repoussée au seuil de 10% (statistique 5,1\*\* pour un  $\chi^2$  (2) dont la valeur critique vaut 4,6 au seuil de 10%).

Au total, l'estimation multivariée d'un modèle WS-PS minimal fournit des résultats encourageants. Elle valide l'écriture d'un modèle de détermination du salaire réel d'équilibre et du chômage en niveaux. L'écriture de la courbe (PS) avec une indexation unitaire n'est pas rejetée par les données. En revanche la présence d'un trend assez important donne la mesure de la part inexpliquée du chômage et du salaire réel d'équilibre dans ce modèle simple. Il appelle donc des estimations plus riches.

---

## II - Une estimation d'un modèle WS-PS enrichi sur données trimestrielles françaises

---

Cette note a pour objet de proposer une estimation d'un modèle WS-PS incluant des variables structurelles susceptibles de peser sur la formation des salaires, et donc d'exercer une influence sur le chômage d'équilibre. La littérature théorique met notamment en évidence le rôle de variables telles que le coin social<sup>15</sup>, les termes de l'échange intérieur, la fiscalité directe, l'indemnisation chômage, le salaire minimum, ainsi que des indices de l'hétérogénéité de l'offre de travail comme la part des chômeurs de longue durée ou le mismatch<sup>16</sup>. L'impact de ces différentes variables est évalué tant par l'estimation univariée de la seule courbe de formation des salaires (WS), que par l'estimation simultanée du système complet.

Une courbe (WS) structurelle reliant coût réel du travail et chômage a pu être obtenue par un simple MCE non linéaire. A l'issue de cette première estimation, l'hypothèse que les termes de l'échange intérieur, le coin social, les coups de pouce sur le SMIC et l'indemnisation-chômage jouent un rôle dans la formation des salaires, ne peut être écartée. Cette estimation fait malheureusement apparaître un effet significatif du mismatch dont le signe est contraire à l'intuition. L'élimination ultérieure de la variable mismatch révèle un certain manque de robustesse des estimations univariées :

le taux de chômage n'est significatif qu'au seuil de 10 % et la tendance déterministe prend une importance telle qu'elle pourrait s'apparenter à un terme de productivité tendancielle ; ces éléments suggèrent que l'estimation aurait débouché ici sur

une forme réduite et non sur une forme structurelle ; au sein du coin salarial, seuls les termes de l'échange intérieur (i.e. fiscalité indirecte et termes de l'échange extérieur) auraient un effet significatif, à l'exclusion du coin social et de la fiscalité directe ;

l'influence du SMIC n'est plus significative, en revanche le revenu de remplacement lié à l'indemnisation du chômage exercerait un effet faible mais significatif sur la formation des salaires.

Ces problèmes ne sont que l'écho des difficultés d'estimation de la courbe (WS). La forme structurelle de la courbe (WS) est en effet particulièrement délicate à estimer par des techniques univariées. Les tentatives effectuées dans le cadre du modèle « minimal » avaient montré l'impossibilité de mettre en évidence une relation de cointégration entre les deux seules variables coût réel du travail et taux de chômage. En dépit d'un nombre de variables plus important, les résultats obtenus ici dépendent du rôle très particulier joué par la variable de mismatch. Celle-ci apparaît *in fine* comme une variable permettant la cointégration du coût réel du travail avec le taux de chômage, sans que la productivité intervienne dans l'équation, ce qui garantit que la forme obtenue est structurelle et non pas réduite.

Une estimation simultanée, menée à partir de la méthode multivariée de Johansen, débouche sur des résultats *a priori* plus satisfaisants :

le chômage retrouve une plus grande significativité dans l'équation de salaire, et bien que le trend apparaisse important, celui-ci reste à une valeur en deçà d'une productivité tendancielle ;

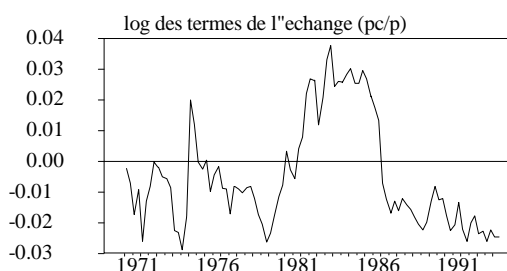
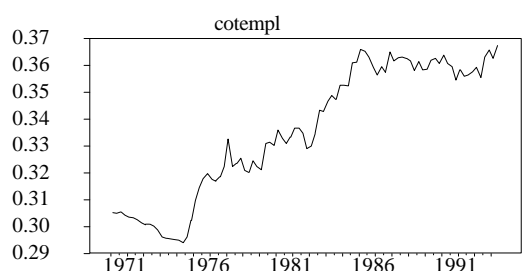
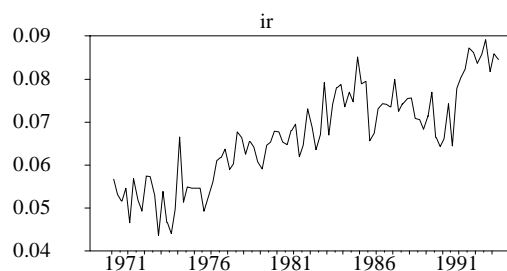
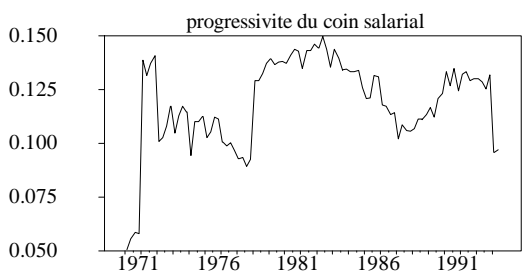
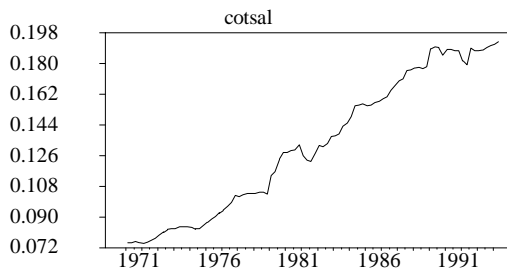
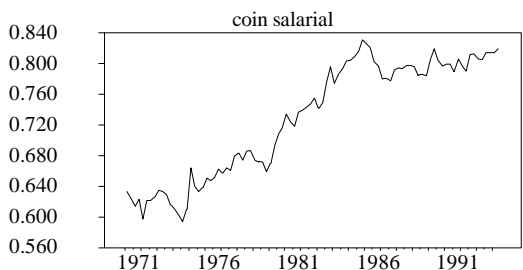
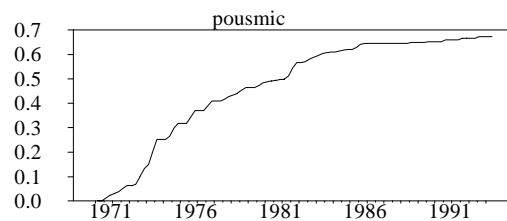
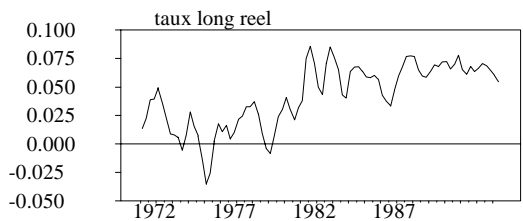
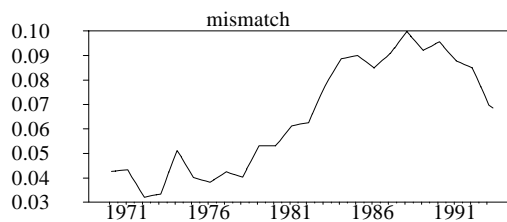
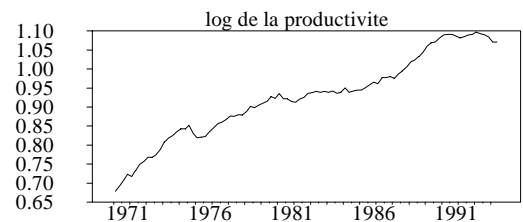
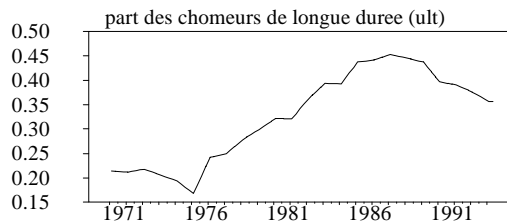
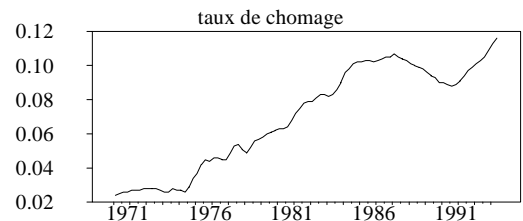
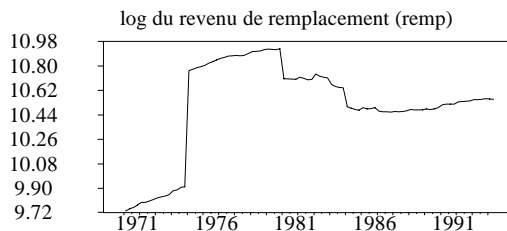
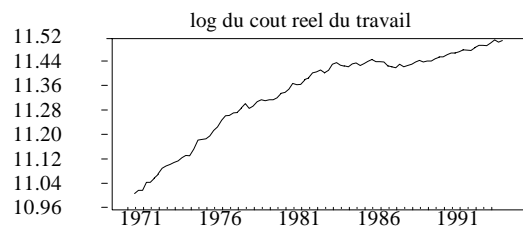
le rôle du coin salarial et celui du revenu de remplacement sont confirmés ; le coefficient du coin salarial s'établit spontanément autour de 0,5 , ce qui est compatible avec l'idée que les termes de l'échange intérieur ont un impact fort sur les salaires et que celui du coin social est beaucoup plus incertain .

Au total, les résultats des estimations sont encourageants, bien qu'ils ne permettent pas de mettre en évidence beaucoup de déterminants du chômage d'équilibre. Ils confirment tout d'abord les formes des courbes (PS) et (WS) estimées dans le cadre du modèle « minimal ».

---

<sup>15</sup> Ce point particulier a suscité d'abondants travaux. Méary-Sobczak (1995) en rappellent quelques éléments récents.

<sup>16</sup> L'Horty-Sobczak (1995a) dérivent un modèle théorique à la Layard-Nickell-Jackmann (1991) intégrant plusieurs de ces variables.



Ainsi, l'élasticité de la demande de travail à son coût peut toujours être considérée comme unitaire, et la semi-élasticité du coût du travail au chômage reste au voisinage de -2 dans la courbe de formation des salaires. Mais surtout, ils permettent de dégager quelques déterminants structurels de la formation des salaires et du chômage d'équilibre. Le rôle des termes de l'échange intérieur (et donc du change réel et de la taxation indirecte) ainsi que celui du revenu du remplacement y apparaissent les plus robustes, puisqu'ils sont mis en évidence tant par des estimations univariées que par une estimation simultanée du système WS-PS.

Enfin la décomposition du coin salarial en ses différentes composantes n'a donné des résultats exploitables que par des techniques univariées. Dans tous les cas, les termes de l'échange intérieur sortent avec une élasticité unitaire, indiquant que le coût du travail est indexé sur les prix de consommation et donc sur la taxation indirecte. L'imposition directe (impôt sur le revenu et CSG) ne semble exercer aucune pression à la hausse sur les salaires. L'effet éventuel du coin social apparaît assez incertain et relativement peu robuste à la spécification retenue.

## II.1 - Le modèle économétrique

Le modèle WS-PS « minimal » (voir L'Horty-Sobczak (1995b)) constitue un socle, à partir duquel il est possible d'estimer des spécifications plus riches. L'estimation du modèle minimal avait abouti au système suivant<sup>17</sup> :

$$w - p = \frac{Q}{N} + u - 0,0025.t \quad (\text{PS})$$

$$w - p = -2,2.u + 0,0034.t \quad (\text{WS})$$

La forme retenue pour la courbe (PS) reste la plus satisfaisante en dépit de la présence d'un trend. En revanche la courbe (WS) mérite d'être enrichie. La littérature théorique consacrée au modèle WS-PS suggère en effet plusieurs déterminants importants de la formation des salaires<sup>18</sup>. Plusieurs directions ont donc été explorées afin de mettre en évidence le rôle de variables structurelles susceptibles de concourir à la formation du chômage d'équilibre :

impact du « coin salarial » sur la formation des salaires (*wedge et prog*, indice de progressivité du coin salarial) ; rôle de l'indemnisation chômage (*remp*) ou du salaire minimum (en ne considérant

que la variable *pousmic*, qui cumule les coups de pouce sur le SMIC successifs, afin de garantir une certaine exogénéité de cette variable) dans la formation des salaires ;

et enfin, impact de l'hétérogénéité de l'offre de travail par la prise en compte de la part des chômeurs de longue durée (*ult*) et d'un indice de mismatch par qualifications (*mismatch*) dans l'équation de salaire.

Le modèle économétrique le plus large s'écrirait alors sous la forme (en considérant que tous les coefficients indiqués sont positifs)<sup>19</sup> :

$$w - p = b_1 \left( \frac{Q}{N} + u \right) + b_0 \quad (\text{PS})$$

$$w - p = -a_1 u + a_0 + a_2 ult + a_3 mismatch + a_4 wedge - a_5 prog + a_6 remp + a_7 pousmic \quad (\text{WS})$$

$$wedge = cot\ empl + cot\ sal + ir + (p_c - p)^{20}$$

Le nombre important de variables retenues ne permet pas de procéder directement à une estimation multivariée. Dans un premier temps donc, la courbe (WS) est estimée par des techniques univariées. Une estimation simultanée, et donc multivariée, des courbes (PS) et (WS) est ensuite menée avec les variables les plus robustes des estimations univariées.

## II.2 - Les estimations univariées de la courbe (WS) mettent en évidence le rôle des termes de l'échange intérieur et du revenu de remplacement dans la formation des salaires. L'impact éventuel du coin social et du SMIC n'apparaît pas robuste en revanche à la spécification retenue.

L'adjonction de variables supplémentaires permet d'estimer par des techniques univariées une relation de cointégration identifiable à la forme structurelle de la courbe (WS). Ce résultat n'avait pu

<sup>17</sup> Rappelons que  $w-p$  est ici le coût réel du travail déflaté par le prix de valeur ajoutée.

<sup>18</sup> Voir L'Horty-Sobczak (1995a) pour une discussion complète des déterminants théoriques possibles.

<sup>19</sup> Il faut rappeler ici que la courbe (WS) n'est identifiable que par la contrainte que la productivité apparente du travail n'y figure pas.

<sup>20</sup> *cotempl*, *cotsal* et *ir* sont respectivement les taux apparents de cotisations sociales employeurs, salariés et d'imposition sur le revenu (y compris CSG).  $(p_c - p)$  est le logarithme du rapport du prix de consommation au prix de valeur ajoutée, qui représente les termes de l'échange intérieur. Il faut noter que le prix de consommation inclut la taxation indirecte (essentiellement la TVA et la TIPP). La construction et l'élaboration de ces données est détaillée dans L'Horty-Méary-Sobczak (1995).



être obtenu lors de l'estimation du modèle « minimal ».

Il permet de dégager plusieurs variables structurelles concourant à la formation des salaires et du chômage d'équilibre.

1. Dans une équation avec un terme de mismatch, le coin salarial agrégé exerce une pression significative à la hausse sur le coût réel du travail

*La relation de long terme* L'estimation non linéaire d'un MCE univarié conduit à éliminer la part des chômeurs de longue durée et la progressivité du prélèvement social, dont les coefficients ne sont pas significatifs. La valeur élevée et significativement non nulle du terme de correction d'erreur (0,17, ratio de student 2,7) suggère *a posteriori* l'existence d'une relation de cointégration. La relation de long terme obtenue s'écrit :

$$w - p = -1,4.u - 1,68.mismatch + 0,28.pousmic + 0,04.remp + 1,12.wedge + 0,0018.t$$

(-1,9)      (-2,8)      (2,0)      (1,4)      (4,28)      (2,8)

Tous ces signes, sauf celui du mismatch, sont conformes aux prédictions théoriques. Le coefficient du chômage ne diffère pas sensiblement de la valeur obtenue dans le modèle minimal. Le coin salarial sort significativement et exerce une pression à la hausse sur le coût réel du travail.

Les coups de pouce sur le SMIC tout comme le revenu de remplacement lié à l'indemnisation chômage semblent exercer une pression à la hausse sur le coût du travail. Il faut noter cependant que l'effet de cette dernière variable est très faible voire non significatif.

En revanche, le mismatch apparaît avec un signe négatif, ce qui est plutôt contraire à l'intuition théorique. *A priori* en effet, le mismatch est une composante du chômage d'équilibre (lorsque le mismatch augmente le NAIRU augmente). Il doit donc exercer une pression à la hausse sur les salaires. Néanmoins l'indicateur de mismatch est ici construit comme la variance des taux de chômage relatifs des différentes catégories socio-professionnelles (voir Lescure-L'Horty (1995)). Il ne constitue donc pas exactement un indicateur de mésappariement entre offre et demande de travail au sens strict du terme, mais indique plutôt dans quelle mesure le chômage est partagé entre les différentes catégories. Ici, tout se passe comme si

une variance accrue (donc un chômage moins bien partagé) induisait une baisse du salaire réel moyen.

L'hypothèse d'indexation unitaire du coût du travail sur le coin salarial total est acceptée. La formation des salaires s'effectuerait ainsi en termes de salaire net de tout prélèvement et déflaté par les prix à la consommation et non pas en terme de coût du travail. Dans ce cadre, il y aurait une totale résistance salariale vis-à-vis du coin salarial. L'estimation contrainte fournit la relation de long terme suivante :

$$w - p = -1,23.u - 1,56.mismatch + 0,29.pousmic + 0,04.remp + wedge + 0,0018.t$$

(-2,1)      (-3,2)      (2,2)      (1,4)      (2,9)

#### *La dynamique de court terme*

La dynamique du MCE contraint complet met en évidence des élasticités de court terme assez élevées. L'équation s'écrit en effet :

$$\Delta(w - p) = 1,82 - 0,14.\Delta(w - p)_{-2} - 0,81.\Delta u + 0,29.(\Delta ult - \Delta ult_{-2}) + 0,45.\Delta wedge - 0,18.(correction\ d'erreur)_{-1}$$

(2,9)      (1,7)      (2,6)      (2,2)      (9,0)      (3,0)

Une hausse de 1 % du coin salarial se traduit ainsi à court terme par une hausse d'environ 0,5 % du coût réel du travail. L'ordre de grandeur de l'effet à court terme du chômage sur la formation des salaires apparaît relativement standard, puisqu'une augmentation de 1 point du taux de chômage induit à court terme une baisse de 0,8 % du coût du travail.

Par ailleurs, il faut noter que la part des chômeurs de longue durée vient corriger à court terme l'impact modérateur du chômage. Une hausse de 1 point de la part des chômeurs de longue durée se traduit en effet à court terme par une hausse de 0,3 % du coût réel du travail. Cet effet permet ainsi de mettre en évidence une certaine dualité du marché du travail, où les chômeurs de longue durée ne pèsent plus dans la négociation salariale. A long terme, l'effet du chômage de longue durée est bien évidemment nul, puisqu'il n'apparaît pas dans la relation de cointégration. L'influence du chômage de longue durée disparaît d'ailleurs au bout de 2 trimestres, comme l'indique l'estimation qui fait spontanément apparaître un coefficient opposé pour le terme retardé de deux trimestres.

2. L'examen de l'impact de chaque composante du coin salarial confirme que les termes de l'échange pèsent sur la formation des salaires, alors que l'imposition directe n'exercerait pas d'influence significative. Les cotisations sociales semblent également exercer une pression à la hausse sur le salaire réel, mais ces résultats restent liés à la présence d'un terme de mismatch dont le signe est contraire à l'intuition

Le diagnostic de résistance salariale établi plus haut s'appuie sur des estimations dans lesquelles le coin salarial est envisagé de manière globale. Or il n'est pas exclu que l'ajustement des salaires soit distinct selon la nature du prélèvement. Les résultats de Cotis-Loufir (1990) font notamment apparaître pour la France une flexibilité à long terme des salaires vis-à-vis des cotisations sociales et au contraire une résistance parfaite aux chocs de termes de l'échange.

La courbe (WS) est donc réestimée en éclatant le coin salarial en ses trois composantes : cotisations sociales, impôt sur le revenu (y compris CSG), termes de l'échange (rapport des prix à la consommation aux prix de production, qui contient donc les taxes indirectes telles que la TVA et les droits d'accises). Le nombre important de variables ne permet pas de procéder directement à une estimation simultanée des courbes (PS) et (WS). Seule la technique univariée a donc été retenue ici, en procédant à l'estimation d'un MCE non linéaire en une étape.

#### *Recherche de la relation de long terme*

L'estimation est réalisée en imposant que les deux composantes du prélèvement social aient le même impact à long terme<sup>21</sup>. En revanche à court terme, rien n'interdit une dynamique disjointe entre l'effet des cotisations sociales employeurs et des cotisations sociales employés. Le MCE non linéaire suggère la présence d'une relation de cointégration par la valeur significative du terme à correction d'erreur (0,18, ratio de student égal à 3,8).

L'équation de long terme

s'écrit :

$$w - p = -1,1.u - 1,5.mismatch + 0,28.pousmic + 0,03.remp + 0,92.(cotempl + cotsal) + 1,0.(p_c - p) + 0,0024.t$$

(2,1)            (3,8)            (2,9)  
(1,7)            (2,6)            (5,4)  
(3,2)

La relation obtenue est tout-à-fait comparable à celle incluant un coin salarial pris en bloc. Les coefficients des variables telles que le chômage, le mismatch, l'indemnité chômage, et les coups de pouce sur le SMIC sont sensiblement identiques. Par ailleurs, les élasticités vis-à-vis des cotisations sociales et des termes de l'échange sont significatives et sortent spontanément avec une valeur proche de 1. L'impôt sur le revenu n'est en revanche pas apparu significatif.

Ces estimations tendraient ainsi à accréditer l'existence d'un phénomène de résistance salariale intégrale vis-à-vis des termes de l'échange (et donc de la taxation indirecte telle que la TVA), mais aussi vis-à-vis des cotisations sociales. Ce dernier point s'oppose au phénomène de flexibilité naturelle des salaires nets vis-à-vis du prélèvement social mis en évidence par Cotis-Loufir(1990).

#### *La dynamique de court terme*

Les effets de court terme mis en évidence dans l'estimation du MCE contraint sont analogues à ceux obtenus dans l'équation globale. Il faut noter cependant que les impacts de court terme des cotisations sociales employeurs et des termes de l'échange sont très rapides, puisqu'ils peuvent être évalués respectivement à 90 % et 70 % de l'impact de long terme dès le premier trimestre. En revanche, les cotisations sociales salariés n'exercent que 50 % de leur impact de long terme au bout de 2 trimestres. Le MCE complet s'écrit :

<sup>21</sup> *A priori* en effet, il n'y a pas de raison théorique pour que les deux cotisations sociales aient des effets distincts à long terme. Il faut noter que Cotis-Loufir(1990) ne distinguent pas non plus à long terme les deux composantes du prélèvement social dans leurs estimations. Une estimation distinguant les deux cotisations à long terme a par ailleurs été tentée, mais elle débouchait sur des résultats peu compatibles avec une courbe (WS) : absence de cointégration, terme de chômage non significatif.

$$\begin{aligned} \Delta(w - p) = & 1,84 - 0,10 \cdot \Delta(w - p)_{-2} - 0,71 \cdot \Delta u + 0,23 \cdot \Delta ult \\ & \quad \quad \quad (3,8) \quad (1,8) \quad \quad \quad (3,2) \quad \quad \quad (2,7) \\ & + 0,93 \cdot \Delta cotempl + 0,31 \cdot \Delta cotsal_{-1} \\ & \quad \quad \quad (7,5) \quad \quad \quad (2,0) \\ & + 0,31 \cdot \Delta cotsal_{-2} \\ & \quad \quad \quad (2,0) \\ & + 0,70 \cdot \Delta(p_c - p) - 0,18 \cdot (\text{correction d'erreur})_{-1} \\ & \quad \quad \quad (12,3) \quad \quad \quad (3,8) \end{aligned}$$

**3. La suppression de la variable de mismatch ne remet pas en cause le rôle du revenu de remplacement et du coin salarial global sur la formation des salaires. En revanche le coin salarial semble se résumer aux seuls termes de l'échange, sans que le coin social exerce une influence significative.**

Les estimations précédentes font apparaître un terme de mismatch très significatif, mais affecté d'un signe contraire à l'intuition. Ce résultat est d'ailleurs confirmé par toutes les estimations que nous avons pu tenter. Hecq et Mahy (1994) obtiennent également un terme de mismatch affecté d'un signe négatif dans leurs estimations multivariées du modèle WS-PS pour la Belgique, et préférèrent l'éliminer des estimations en l'absence d'interprétation aisée<sup>22</sup>.

Les relations précédentes ont donc été réestimées en supprimant le terme de mismatch. Les résultats deviennent alors statistiquement moins bons et ne permettent peut-être plus de mettre en évidence une courbe structurelle.

La spécification initiale, retenant un coin salarial pris en bloc, débouche en effet sur une relation de long terme pour laquelle la cointégration n'est pas acceptée et dans laquelle les coups de pouce sur le SMIC deviennent très peu significatifs (le ratio de student tombe à 0,3 !), et le chômage non significatif. Après élimination des coups de pouce sur le SMIC, la cointégration peut être retenue mais le taux de chômage n'apparaît pas très significatif. La relation de long terme s'écrit en effet :

$$w - p = -2,3 \cdot u + 0,09 \cdot remp + 1,01 \cdot wedge + 0,0029 \cdot t$$

(1,5)      (3,8)      (2,5)      (2,9)

Le caractère peu significatif du taux de chômage, tout comme la valeur relativement élevée du trend, peuvent faire douter du caractère structurel de l'équation ainsi estimée. Celle-ci s'apparente plus

à une forme réduite déterminant le salaire réel d'équilibre, dans laquelle le taux de chômage n'intervient plus et où le trend capte une part de la productivité du travail.

La spécification dans laquelle le coin salarial est décomposé ne donne pas des résultats plus favorables. Lorsque le terme de mismatch est supprimé, les cotisations sociales n'apparaissent plus significatives (le ratio de Student tombe à 0,2 !) tout comme le terme de coups de pouce sur le SMIC. La suppression de ces deux variables conduit alors au résultat suivant :

$$w - p = -1,7 \cdot u + 0,07 \cdot remp + 0,96 \cdot (p_c - p) + 0,0053 \cdot t$$

(-1,6)      (3,5)      (2,8)      (5,5)

A nouveau le caractère peu significatif du taux de chômage et l'importance du trend évoquent plutôt une forme réduite qu'une forme structurelle, ce qui jette un doute sur la valeur des résultats obtenus.

Il faut noter cependant que la suppression de la variable de mismatch ne remet pas en cause le rôle du revenu de remplacement et du coin salarial global sur la formation des salaires. En revanche le coin salarial semble se résumer dans cette estimation aux seuls termes de l'échange, sans que le coin social exerce une influence significative. Un tel résultat coïncide exactement avec le diagnostic réalisé par Cotis-Loufir (1990).

Au-delà du problème de l'interprétation économique du signe négatif affectant le mismatch, force est de constater le rôle positif qu'exerce cette variable dans l'estimation d'une forme structurelle de la courbe (WS). Tout se passe comme si le mismatch permettait que la relation de cointégration entre coût du travail et chômage soit établie sans que la productivité intervienne, ce qui garantit que la forme obtenue est structurelle.

Au total, les estimations univariées permettent de dégager avec robustesse le rôle du coin salarial (avec au sein de celui-ci, les termes de l'échange intérieur) et de l'indemnisation chômage (le revenu de remplacement) sur la formation des salaires. L'impact des coups de pouce sur le SMIC, tout

<sup>22</sup> Ce point reste encore largement une énigme. Le signe contre-intuitif de la variable de mismatch dans l'équation de salaire pourrait approximer certaines caractéristiques du mode de formation des salaires, telles que des non-linéarités liées à des biais d'agrégation ou à des phénomènes d'aversion au risque de perte d'emploi.

comme celui du coin social obtenu lors de la décomposition du coin salarial, restent plus hypothétiques.

### III. Les effets du coin salarial et de l'indemnisation chômage sont confirmés par une estimation simultanée du modèle, plus appropriée à l'estimation de modèles d'équilibre.

Une estimation simultanée d'un modèle d'équilibre tel que le modèle WS-PS est toujours en théorie plus satisfaisante que la superposition de plusieurs estimations univariées<sup>23</sup>. L'estimation simultanée prend explicitement en compte le caractère endogène de toutes les variables retenues, alors qu'une estimation univariée considère que toutes les variables du membre de droite sont exogènes. Ainsi, estimer seulement l'équation de salaire revient par exemple à écrire que les salaires sont déterminés par le chômage, sans examiner en retour l'effet des salaires sur le chômage.

Le recours à des méthodes multivariées, telle que la procédure de Johansen, se heurte cependant rapidement à l'inflation des paramètres à estimer. La recherche de quelques relations de cointégration entre plusieurs variables suppose en effet l'estimation d'un VAR complet, dont le nombre de paramètres devient rapidement démesuré compte tenu du nombre de variables et de la structure des retards retenus. En pratique la confiance dans les méthodes multivariées va donc en décroissant avec le nombre de variables endogènes.

De fait, l'estimation simultanée du modèle WS-PS repose sur un nombre plus limité de variables explicatives. Après plusieurs spécifications, on a finalement limité l'enrichissement de l'équation de salaire aux variables les plus robustes dégagées lors des estimations univariées - le revenu de remplacement et le coin salarial global.

L'estimation retient donc 5 variables endogènes : les trois variables du modèle de base (coût réel du travail, productivité du travail, taux de chômage) auxquelles s'ajoutent le coin salarial global et le revenu de remplacement. Les tests du rapport de vraisemblance indiquent qu'il est possible d'écrire le VAR avec un nombre maximal de retard de deux trimestres.

- détermination de la dimension de l'espace cointégrant.

---

<sup>23</sup> L'Horty-Sobczak (1995b) explicitent simplement les problèmes d'estimation d'un modèle d'équilibre simultanée et propose une solution pragmatique au problème de l'identification du modèle WS-PS. Des considérations plus théoriques pourront être trouvées dans L'Horty-Sobczak (1995a).

Les tests du nombre de vecteurs de cointégration sont conditionnés par la représentation des variables déterministes. Il faut en effet tenir compte de l'inclusion éventuelle du trend ou de la constante dans la relation de cointégration. La présence d'un trend déterministe non nul en dehors des relations de cointégration, traduirait néanmoins la présence d'un trend quadratique, puisque le modèle est écrit en différences premières.

Les tests du rang de l'espace cointégrant ont donc été menés pour un modèle où le trend est contraint de figurer seulement dans les relations de cointégration. Les valeurs des tests traditionnels du  $\lambda_{\max}$  ou de la trace sont détaillées dans le tableau ci-dessous. Ils permettent de retenir l'existence de deux relations de cointégration<sup>24</sup>.

Une fois connu le rang de cointégration, des tests systématiques du rapport de vraisemblance sur la forme des composantes déterministes viennent confirmer l'écriture du modèle avec une constante non contrainte dans le court terme, et un trend intégré aux relations de long terme. La spécification du modèle est donc entièrement déterminée (2 retards, 2 relations de cointégration, trend intégré à l'espace cointégrant).

- estimation des vecteurs de cointégration.

Les deux vecteurs de cointégration associés aux deux valeurs propres significativement non nulles sont détaillées dans le tableau ci-dessous. Les deux vecteurs ont été normalisés par le coût du travail (et multipliés par - 1 pour faire apparaître le signe des coefficients avec  $w-p$  comme membre de gauche et les autres variables à droite).

Il est important de noter qu'à ce stade les deux relations obtenues n'ont *a priori* aucune signification économique. Les deux 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 deux vecteurs constitue une relation de cointégration entre les trois variables considérées. Ils n'ont alors d'autre valeur que purement économétrique• identification et restriction des courbes de *wage-setting* et de *price-setting*.

En pratique, le sous-espace de cointégration est ici de dimension 2. Il s'agit 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

---

<sup>24</sup> L'annexe détaille tous les résultats d'estimation.

plus haut par des considérations théoriques. Seules ces deux dernières relations revêtent une signifi-

cation économique et peuvent être identifiées aux deux formes structurelles (WS) et (PS).

### Estimation du nombre de vecteurs de cointégration

H <sub>0</sub> contre H <sub>a</sub>	Test du $\lambda_{\max}$		Test de la trace	
	statistique	valeur critique (à 5%)	statistique	valeur critique (à 5%)
r = 0 contre r = 1	35,9**	37,5	104,1*	87,3
r ≤ 1 contre r = 2	30,7**	31,4	68,2*	63,0
r ≤ 2 contre r = 3	20,3	25,5	37,5	42,4
r ≤ 3 contre r = 4	11,8	19,0	17,2	25,3
r ≤ 4 contre r = 5	5,4	12,2	5,4	12,2

(\* à 5 % ; \*\* à 10 %)

### Vecteurs de cointégration

w-p	$\frac{Q}{N}$	u	rem-p	wedge	trend
- 1	-0,14	0,68	- 0,072	-2,95	0,007
- 1	7,37	22,0	-0,22	-2,96	- 0,03

L'identification des courbes (WS) et (PS) est menée de la même manière que pour l'identification du modèle minimal : la courbe (PS) doit présenter une élasticité identique du salaire à la productivité et au taux de chômage, et la courbe (WS) ne doit pas contenir de terme de productivité. Les formes structurelles sont donc obtenues en calculant les deux combinaisons linéaires des vecteurs de cointégration estimés qui satisfont les contraintes d'identification : pour (PS), les coefficients du chômage et de la productivité sont égaux ; pour (WS), le coefficient de la productivité est nul.

Les spécifications théoriques impliquent par ailleurs que la courbe (PS) ne doit pas faire apparaître de terme de coin salarial ou de revenu de remplacement, puisque ces deux variables n'interviennent que dans la formation des salaires. Un test conjoint d'exclusion du coin salarial et du revenu de remplacement, ainsi que d'élasticité unitaire de la productivité dans la courbe (PS) peut être mené par un test du rapport des vraisemblances. Il permet d'accepter ces hypothèses assez largement (la statistique obtenue vaut en effet 1,38 pour une valeur critique d'un  $\chi^2$  (3) égale à 7,8 au seuil de 5% et à 6,25 au seuil de 10%).

Après identification et restriction sur la courbe (PS), les deux relations de cointégration obtenues

sont alors :

$$w - p = \frac{Q}{N} + u - 0,002.t \quad (\text{PS})$$

$$w - p = - 2,3.u + 0,47.wedge + 0,03.rem-p + 0,0034.t \quad (\text{WS})$$

Il faut noter en premier lieu la robustesse des estimations du modèle multivarié par rapport à l'estimation du modèle « minimal ». Le nombre de relations de cointégration reste en effet égal à deux et les valeurs estimées des coefficients des variables de base restent proches : l'élasticité de la demande de travail peut toujours être considérée comme unitaire, et la semi-élasticité du coût du travail au chômage reste au voisinage de - 2 dans la courbe de formation des salaires. En revanche la présence de trends importants reste problématique, et n'a pu être améliorée de manière décisive par l'adjonction de variables supplémentaires.

Ce résultat vient donc confirmer, avec une procédure plus appropriée à l'estimation d'un équilibre simultanée, l'impact du coin salarial et du revenu de remplacement. L'élasticité du coût du travail au revenu de remplacement reste de l'ordre de 0,03, ce qui coïncide avec la valeur obtenue dans l'estimation univariée.

L'élasticité vis-à-vis du coin salarial ne sort pas ici spontanément avec une valeur proche de 1 comme dans les estimations univariées, mais plutôt de 0,5. Cette valeur est à rapprocher des résultats de Tyrvaïnen (1995), qui obtient par une estimation non simultanée de la courbe (WS) une élasticité du coût du travail au coin salarial de l'ordre de 0,4 pour la France.

Au total les estimations menées avec le coin salarial pris globalement fournissent des résultats assez convergents. L'impact du coin salarial et du revenu de remplacement sur la formation des salaires apparaît clairement lors de l'estimation univariée de la courbe (WS). Il est par ailleurs confirmé par une estimation multivariée, qui prend en compte les causalités réciproques des variables examinées, et qui permet de mettre en évidence plus d'une relation de cointégration.

Dans les deux cas, le coin salarial apparaît significativement dans l'équation d'offre agrégée. La formation des salaires ferait donc apparaître un comportement de résistance salariale vis-à-vis du coin salarial, ce qui impliquerait que le chômage d'équilibre dépende directement du coin salarial. En revanche, les estimations multivariées effectuées avec un coin salarial désagrégé n'ont pu aboutir, si bien qu'il est difficile de confirmer les résultats obtenus en univarié (et notamment la neutralité du coin social). Tout au plus peut-on remarquer que le coefficient du coin salarial s'établit spontanément autour de 0,5, ce qui est compatible avec l'idée que les termes de l'échange intérieur ont un impact fort sur les salaires et que celui du coin social est beaucoup plus incertain. Par ailleurs, les variations des revenus de remplacement induisent aussi une hausse modeste mais significative des salaires et du chômage d'équilibre.

### III. Les estimations obtenues du chômage d'équilibre restent encore fragiles.

Le chômage d'équilibre peut donc désormais être déterminé à partir du système structurel estimé. Il suffit pour cela de résoudre le modèle d'équilibre partiel du marché du travail obtenu. Il faut noter ici que la série ainsi reconstituée de chômage d'équilibre (voir le graphique ci-dessous) est totalement robuste aux critères d'identification qui ont été posés à l'issue des développements théoriques. Le choix de représenter la relation (WS) structurelle comme la courbe dans laquelle la productivité ne figure pas, conditionne la forme

de la courbe obtenue, mais ne modifie pas le point d'équilibre.

Chômage d'équilibre induit par le système multivarié

A ce stade, le système WS-PS le plus satisfaisant est constitué par l'estimation multivariée :

$$w - p = \frac{Q}{N} + u - 0,002 \cdot t \quad (\text{PS})$$

(6,5)

$$w - p = -2,3 \cdot u + 0,47 \cdot \text{wedge} + 0,03 \cdot \text{remp} + 0,0034 \cdot t$$

(5,9)                      (3,3)                      (4,8)                      (7,5)

(WS)

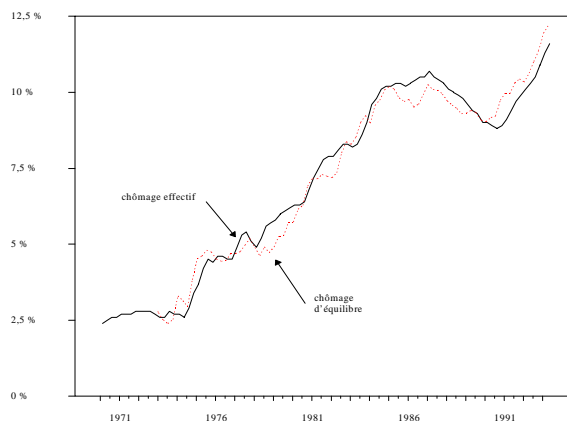
La résolution du système fournit alors la valeur du chômage d'équilibre :

$$u^* = \frac{1}{3,3} (0,47 \cdot \text{wedge} + 0,03 \cdot \text{remp} - \frac{Q}{N} + 0,0054 \cdot t + C^{te})$$

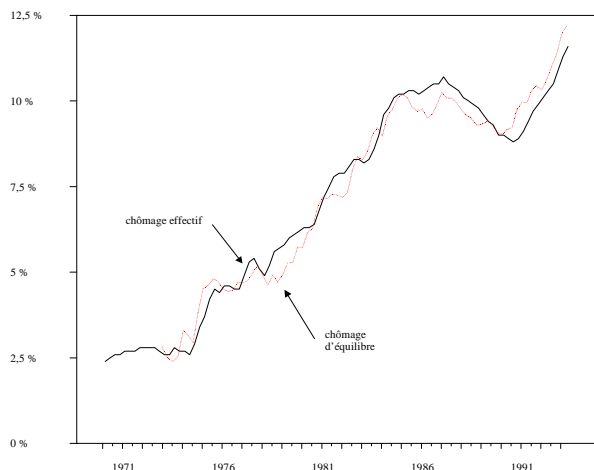
Une difficulté apparaît néanmoins, dans la mesure où les relations de cointégration estimées ne contiennent pas de constante, ce qui implique que le chômage d'équilibre est déterminé à une constante près. Une solution pourrait consister à annuler la moyenne des résidus de chacune des deux relations de cointégration, mais un tel calcul contraindrait la moyenne du chômage d'équilibre à être égale à celle du chômage effectif sur la période considérée. Une autre solution a été retenue ici, en imposant que le chômage d'équilibre soit égal au chômage effectif au début de l'année 1974 (soit environ 2,5 %).

Le graphique suivant représente le chômage d'équilibre ainsi calculé et le taux de chômage effectif. Il convient naturellement de souligner que le chômage d'équilibre ne constitue pas un NAIRU (au sens où il ne correspond pas au taux de chômage qui stabilise l'inflation). L'écart en niveau entre le taux de chômage effectif et le taux de chômage d'équilibre ne constitue donc pas un indicateur des pressions salariales et inflationnistes.

Chômage effectif et chômage d'équilibre (1970-1993)



### Chômage effectif et chômage d'équilibre (1970-1993)



Chômage d'équilibre induit par les estimations univariées

Bien que les résultats des estimations univariées soit moins robustes, ils permettent d'enrichir l'ensemble des déterminants du chômage d'équilibre. On présente donc à titre illustratif le chômage d'équilibre ainsi obtenu.

$$w - p = \frac{Q}{N} + u - 0,0025.t$$

$$w - p = -1,1.u - 1,5.mismatch + 0,28.pousmic + 0,03.remp + (cotempl + cotsal) + (p_c - p) + 0,0022.t$$

(2,5)            (4,5)            (3,0)            (1,7)            (4,7)

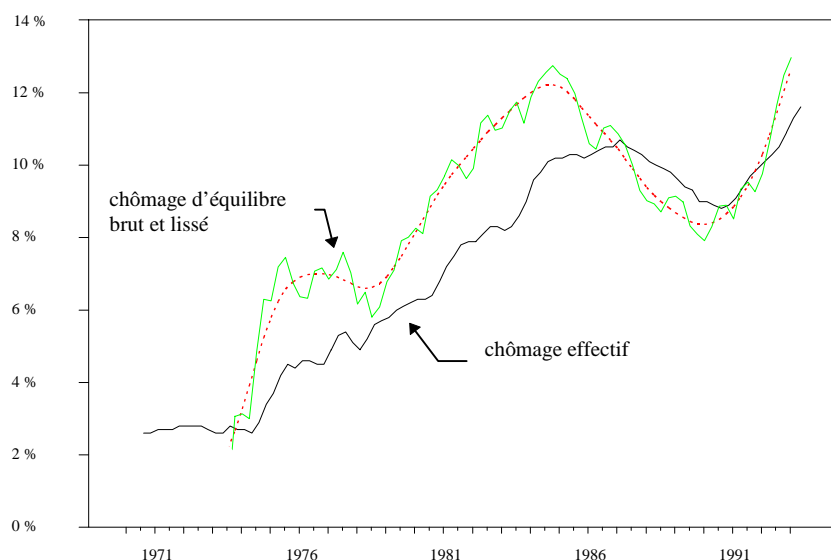
Le chômage d'équilibre s'écrit donc :

$$u^* = \frac{1}{2,1} (0,28.pousmic + 0,03.remp + cotempl + cotsal + (p_c - p) - \frac{Q}{N} - 1,5.mismatch + 0,0047.t)$$

Le graphique ci-dessous représente le chômage effectif, la série brute de chômage d'équilibre es-

timé et la série de chômage d'équilibre filtrée (filtre HP,  $\lambda = 40$ ).

### Chômage effectif et chômage d'équilibre (1970 - 1993)



---

## Bibliographie

---

- Bean C. (1994).** « European Unemployment : A Survey », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXII, pp. 573-619.
- Cotis J.P., Loufir A. (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.P., Mihoubi F. (1990).** « L'hystérésis du taux de chômage en Europe », *Economie et Prévision*, n°92-93, pp. 127-144.
- Gudin Ph. (1993).** « Fonctions d'importations et d'exportations : l'apport de la théorie économétrique récente », *Economie et Prévision*, n° 107.
- Hecq A., Mahy B. (1994).** « Détermination des relations de price-setting et de wage-setting en Belgique », *présenté au XXXIXème colloque de l'AEA, Aix-en-Provence, 28-29 avril 1994.*
- Hénin P., Candelon B. (1994).** « Spécification et estimation d'un modèle canonique du marché du travail WS-PS », *présenté au XXXIXème colloque de l'AEA, Aix-en-Provence, 28-29 avri 1994.*
- Laffargue JP, (1995),** « Une estimation d'équations d'emploi et de salaire au niveau sectoriel sur données trimestrielles », *mimeo*, Direction de la Prévision, en voie d'achèvement.
- Layard-Nickell-Jackman (1991).** « Unemployment », *Oxford University Press.*
- Lescure R., L'Horty Y. (1994).** « Le chômage d'inadéquation en France : une évaluation », *Economie et Prévision*, n° 113-114, 1994-2/3
- L'Horty Y. (1995).** « Quelques contraintes théoriques de spécification dans un modèle de négociation salariale », *note A2-95-35*, Direction de la Prévision.
- 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. (1995a).** « Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale », *note A2-95-35*, Direction de la Prévision.
- L'Horty Y., Sobczak N. (1995b).** « Une estimation d'un modèle WS-PS minimal », *note A2-95-38*, Direction de la Prévision.
- L'Horty Y., Thibault F. (1995).** « Boucle prix-salaire et chômage d'équilibre : une introduction », *Document de travail de la Direction de la Prévision*, n° 3.
- Manning A. (1993),** « Wage Bargaining and the Phillips Curve : The Identification and the Specification of Aggregate Wage Equations », *Economic Journal*, vol. 103, pp. 98-118
- Méary R., Sobczak N. (1994)** « Un modèle WS-PS », *note A2-94-167*, Direction de la Prévision.
- Méary R., Sobczak N. (1995)** « Cotisations sociales et chômage : quelques éléments récents du débat », *note A2-95-07*, Direction de la Prévision.
- Thibault F. (1994).** « Base de données WS-PS : ordre d'intégration des séries », *note A2-94-197*, Direction de la Prévision.
- Tyrvaäinen T. (1994).** « Wage determination in the long run, real wage resistance and unemployment : Multivariate Analysis of Cointegrating relations in 10 OCDE economies », *mimeo*, OCDE.