

Une approche de la boucle prix-salaires dans la zone euro par la courbe de Phillips

Pascal RIVIERE

Division "Synthèse conjoncturelle"

L'estimation de relations de Phillips pour la zone euro prise dans son ensemble et ses principaux États membres conduit à privilégier, pour quelques années encore, l'utilisation d'outils nationaux dans l'analyse des salaires européens. En effet, la courbe de Phillips estimée pour l'ensemble de la zone n'apparaît pas robuste économétriquement. Les estimations ne semblent pas non plus satisfaisantes en Italie où la désinflation marquée, observée sur la période récente, rend délicate l'estimation d'un coefficient d'indexation des salaires sur les prix. Dans l'ensemble, les travaux présentés ici confirment la modération salariale actuelle dans la zone.

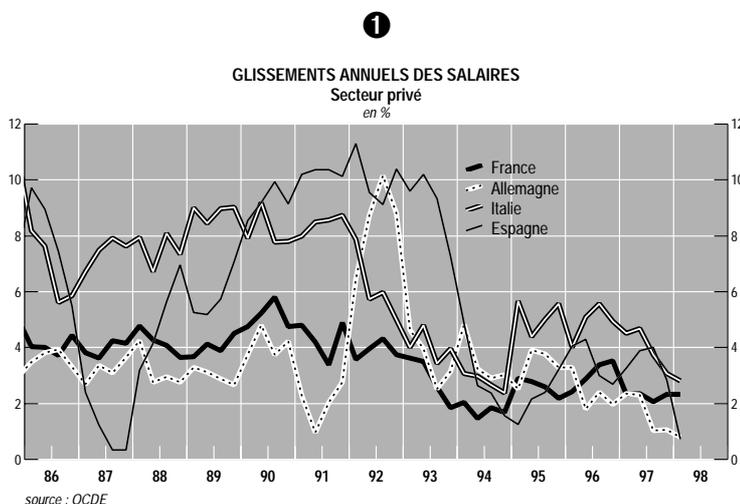
Une convergence de fait des salaires dans la zone euro

Les salaires ont connu une progression globalement toujours plus modérée depuis une quinzaine d'années. Le phénomène de désinflation, enregistré dans les pays de l'OCDE, depuis le milieu des années 80, le sentiment accru de précarité de l'emploi et la récession du début des années 90, alliés aux mesures d'assouplissement en matière de revalorisation salariale prises par certains gouvernements (réforme des ordenanzas espagnols en 1994, modifications des règles d'indexation des salaires sur les prix en Italie et en Belgique en 1993, suspension de l'indexation automatique du salaire minimum aux Pays-Bas), ont contribué à ce résultat au sein de la zone euro.

Le graphique 1 présente l'évolution des salaires dans le secteur privé pour les principaux pays de la zone euro. En Allemagne, la réunifica-

tion induit une accélération des salaires pour la période allant de la mi-91 à la mi-93 ; le rythme de progression des salaires se modère ensuite pour devenir comparable à celui des salaires en France, où la modération salariale est effective depuis 1986. En Espagne, la réforme de 1994 contribue à la très nette modération des salaires. En Italie, l'année 1995 connaît un phénomène de rattrapage des salaires sur l'inflation qui vient atténuer l'effort quasi-constant consenti auparavant en matière de modération salariale ; on note depuis la fin de 1996 un mouvement de baisse du glissement annuel des salaires italiens. Début 1998, le rythme annuel moyen de progression des salaires était tombé à 2% dans la zone euro.

Ce rapprochement des évolutions des salaires au sein de la zone euro s'inscrit dans le cadre de la convergence nominale des économies des pays signataires du Traité de Maastricht. Dans une zone économique encore plus intégrée, et donc plus



ouverte à la concurrence des pays membres, la modération des revalorisations salariales constitue tout naturellement un objectif permettant d'améliorer la compétitivité des entreprises.

Par ailleurs, l'instauration de la monnaie unique induit des changements structurels qui laissent penser que les politiques économiques nationales tendront nécessairement à assurer une relative cohérence des évolutions salariales, d'autant plus que la fixité des taux de change interdit à un pays de recourir à une dévaluation pour compenser une hausse comparativement élevée des salaires.

Différents éléments nous empêchent cependant de considérer le marché du travail comme étant homogène au niveau de la zone euro.

Ainsi, d'un point de vue institutionnel, le processus de négociation est sensiblement différent suivant les pays : décentralisé en France et en Italie, il se fait au niveau des branches dans les autres pays.

Par ailleurs, le mode de fixation du salaire minimum, les mesures spécifiques en faveur des jeunes (contrats spécifiques) et des moins qualifiés (réductions des charges sociales), le degré de flexibilité du temps de travail (qui influe sur le recours aux heures supplémentaires, payées plus cher), sont déterminés différemment suivant les pays. Ces spécificités des politiques économiques nationales contribuent à la disparité du marché du travail européen.

Enfin, la faible mobilité géographique au sein de la zone euro amène à considérer de fait le marché du travail européen comme une juxtaposition de marchés cloisonnés et non comme un vaste ensemble uniforme.

Deux facteurs de progression des salaires : l'indexation sur les prix et la sensibilité au taux de chômage

Un modèle à correction d'erreur à partir d'une relation de Phillips

La courbe de Phillips est la constatation empirique de l'existence d'un lien entre la hausse des salaires (\dot{W}) et le niveau du taux de chômage (u). On ajoute la hausse des prix (P) comme variable explicative. La relation s'écrit sous la forme :

$$\dot{W} = \alpha P + f(u) + Cste$$

La montée régulière du chômage en Europe rend particulièrement délicate l'utilisation de cette relation qui suppose implicitement la constance au cours du temps de la fonction $f(u)$.

Dans le cadre restreint de cet exercice, on attend deux propriétés :

- le taux d'indexation, α , des salaires sur les prix doit être proche de 1, sous-entendant que les salariés obtiennent à long terme un alignement de leurs rémunérations sur l'inflation observée,
- la fonction, $f(u)$, du taux de chômage doit être décroissante avec u ; c'est-à-dire que la hausse négociée des salaires est d'autant moins grande que la situation du marché du travail se dégrade et affaiblit le pouvoir de négociation des salariés.

Outre la proximité des coefficients estimés des taux de chômage pour chacun des pays, la mise en évidence de l'indexation unitaire des salaires sur les prix au niveau de la zone euro montrerait une relative cohérence du processus de négociations salariales, au-delà des différences structurelles et institutionnelles entre les pays.



Des données portant sur l'ensemble du secteur privé

La description de la dynamique salariale au sein de la zone euro suppose de disposer de données comparables pour tous les pays membres. L'OCDE diffuse des séries trimestrielles harmonisées corrigées des variations saisonnières :

- de rémunération par tête pour l'ensemble du secteur privé (1),
- de déflateur de la consommation des ménages et de déflateur du PIB (2),
- et de taux de chômage.

Ces séries sont malheureusement mises à disposition du public avec un grand retard. Dans le meilleur des cas, les séries de salaires du secteur privé sont disponibles jusqu'au deuxième trimestre de 1998.

Pour chacune des variables utilisées dans nos estimations, l'agrégation des séries se fait par moyenne géométrique des indices nationaux. Les pondérations retenues sont l'emploi salarié pour les salaires, le PIB et la consommation des ménages pour les déflateurs du PIB et de la consommation des ménages, et la population active pour le taux de chômage.

(1) La définition retenue des salaires peut être différente suivant les pays ; ces rémunérations peuvent ainsi comprendre des primes dans certain cas.

(2) L'IPCH (indice harmonisé des prix à la consommation), mensuel, n'existe que depuis janvier 1995.

Les variables entrant dans la relation étudiée n'étant pas stationnaires, le test d'indexation unitaire des salaires sur les prix ($\alpha=1$) ne peut pas s'effectuer par les moindres carrés ordinaires. Une stratégie de test alors possible est décrite en encadré 2.

L'estimation de la relation (1) nous donne la relation de long terme entre les hausses de salaires, l'inflation et le taux de chômage. Le cas échéant, l'indexation unitaire des salaires sur les prix est contrainte. La cible de long terme est ensuite intégrée dans un modèle à correction d'erreur présenté dans l'encadré 3.

Les relations étudiées intègrent successivement, pour chaque pays et pour la zone euro, les déflateurs de la consommation des ménages et les prix du PIB.

Pour certains pays, les deux variables de prix aboutissent à l'acceptation de l'indexation unitaire des salaires sur les prix. Dans la perspective d'une utilisation des relations estimées pour la prévision, la variable de prix utilisée dans les estimations présentées ici est celle pour laquelle l'adéquation de la simulation à la variable observée est la meilleure.

Les estimations portent sur l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne, la France, l'Italie et les Pays-Bas qui représentent ensemble environ 90% du PIB de la zone.

Les résultats des estimations de la cible de long terme et du modèle à correction d'erreur sont reportés dans les tableaux 1 et 2.

Les salaires seraient plus sensibles à la situation de l'emploi en Italie

Selon la modélisation proposée, une baisse du taux de chômage procure aux syndicats une force de négociation accrue qui se répercute sur les hausses de salaires réels obtenues. De manière cohérente avec cette représentation de la boucle

2

Stratégie de test d'indexation unitaire des salaires sur les prix

Les variables utilisées étant non stationnaires, il n'est pas possible de recourir aux statistiques habituelles sur les coefficients pour tester l'indexation unitaire des salaires sur les prix.

La méthode proposée par Stock et Watson dans ce cas de figure consiste à estimer une relation introduisant les retards et les avances des variables explicatives différenciées, soit ΔP_t et Δu_t (stationnaires en tant que différences de variables intégrées d'ordre 1) :

$$\dot{W}_t = \alpha \dot{P}_t + \beta u_t + Cste + \sum_{i=-p}^{+p} a_i \Delta \dot{P}_{t-i} + \sum_{j=-p}^{+p} b_j \Delta u_{t-j} + \psi_t \quad (1)$$

De cette estimation par les moindres carrés ordinaires, on tire notamment :

- $\hat{\alpha}$ estimateur de α ,
- \hat{S}_α , l'écart-type calculé en appliquant la formule relative aux moindres carrés ordinaires,
- \hat{S} , l'écart-type estimé de ψ_t ,
- et T, égal au rapport $(\hat{\alpha}-1)/\hat{S}_\alpha$.

On effectue, le cas échéant, une correction pour tenir compte de l'autocorrélation du résidu :

$$\psi_t = \sum_{i=1}^k \phi_i \psi_{t-i} + e_t$$

On note \hat{S}_1 l'écart-type estimé de e_t et $\hat{\phi}_i$ les estimateurs de ϕ_i .

La statistique T définie ci-dessus est, de fait, celle habituellement retenue pour tester $\alpha=1$ lorsque les variables sont stationnaires.

Ici, cette statistique doit être corrigée pour tenir compte de l'autocorrélation des résidus estimés. On utilise la statistique ST donnée par la formule :

$$ST = \frac{T * \hat{S}}{\hat{S}_1} * \left(1 - \sum_{i=1}^k \hat{\phi}_i\right)$$

Sous l'hypothèse nulle, ST est distribuée asymptotiquement comme une loi normale.

3

Un modèle à correction d'erreur à partir de la courbe de Phillips

La relation (1) permet de définir une cible de long terme, Z_t :

$$Z_t = W_t - (\alpha P_t + \beta u_t)$$

Cette variable est introduite dans l'écriture d'un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta \dot{W}_t = Cste + \sum_{i=0}^I a_i \Delta \dot{P}_{t-i} + \sum_{j=0}^J b_j \Delta u_{t-j} + \sum_{l=1}^L a_l \Delta \dot{W}_{t-l} + c * z_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

Du fait de la simultanéité des variables de prix et de salaires, cette équation est estimée par la méthode des variables instrumentales.

Approche de la boucle prix-salaires dans la zone euro par la courbe de Phillips

prix-salaires, le coefficient du taux de chômage dans les équations de long terme (forme Stock-Watson) est négatif pour chacun des pays étudié.

L'impact d'une baisse du taux de chômage⁽¹⁾ sur le rythme trimestriel de progression des salaires nets est directement donné pour chaque pays par les coefficients β du tableau 1.

D'après ces résultats, les salaires italiens seraient plus sensibles que ceux des autres pays à une variation du taux de chômage. Les valeurs enregistrées pour les autres pays sont relativement proches les unes des autres, l'Allemagne étant le pays où l'on observe la moindre sensibilité des salaires au taux de

chômage ; ce constat empirique montre une certaine homogénéité des comportements au sein des marchés du travail dans la zone euro.

Les économistes s'accordent à estimer que le pouvoir revendicatif des salariés a diminué à la faveur de la crise du début des années 90. En particulier, l'aggravation du chômage, parfois alliée à un mouvement global de désyndicalisation, suggère une rupture de comportement des agents économiques vis-à-vis du marché du travail que devraient traduire ces tests de stabilité. Pourtant, les tests statistiques ne rejettent pas l'hypothèse selon laquelle les coefficients estimés des équations seraient globalement stables sur la période étudiée.

L'hypothèse de cohérence des marchés du travail au sein de la zone euro serait rejetée

On remarquera que la variable de prix retenue est le déflateur de la consommation des ménages pour la France et pour l'Italie, alors que les estimations pour les autres pays utilisent le déflateur du PIB. Ainsi, les salaires en France et en Italie seraient plus sensibles à l'évolution des prix à la consommation, tandis que les salaires dans les autres pays prendraient plus en compte les

(1) Une baisse exprimée en termes relatifs, dans la mesure où la variable utilisée dans nos estimations est le logarithme du taux de chômage.

TABLEAU 1 : ESTIMATIONS DE LA CIBLE DE LONG TERME

	France	Allemagne	Italie	Espagne	Pays-Bas	Belgique	Zone euro	Zone euro
Variable de prix utilisée	Conso	PIB	Conso	PIB	PIB	PIB	Conso	PIB et Conso
Significativité du test d'indexation unitaire	82,7%	20,8%	2%	24,4%	75,1%	13,1%	0%	2%
α (prix)	1	1	1	1	1	1	0,61 (4)	0,79 (9,2)
β (chômage)	-0,56 (-5,4)	-0,36 (-3,1)	-1,24 (-6,5)	-0,59 (-8,5)	-0,68 (-17)	-0,76 (-6)	-1,15 (-4,8)	-0,86 (-7,8)

Les t de student sont entre parenthèses. Lorsque la contrainte est imposée (α est égal à 1), le t de Student associé est sans objet.
Source : OCDE, calculs INSEE

TABLEAU 2 : ESTIMATIONS DU MODÈLE À CORRECTION D'ERREUR

	France	Allemagne	Italie	Espagne	Pays-Bas	Belgique	Zone euro	Zone euro
$\Delta W(1)$						0,57 (6)		
Z_{t-1} (cible de long terme)	-0,55 (-3,2)	-0,91 (-3,5)	-1,15 (-6,8)	-0,67 (-3,8)	-0,14 (-3,4)	-0,26 (-6)	-0,69 (-2,5)	-0,78 (-3)
Constante	0,85 (3,1)	0,88 (3,3)	3,33 (6,6)	1,27 (3,6)	0,16 (2,6)	0,53 (5,5)	2,19 (2,5)	0,81 (3)
SEDV (a)	1,03%	1,14%	1,52%	1,16%	0,16%	0,31%	0,54%	0,54%
SEE (b)	0,56%	0,85%	1,20%	1,00%	0,16%	0,23%	0,42%	0,41%
D-W	2,45	2,24	1,53	2,01	1,07	1,64	2,39	2,29
Période d'estimation	65T1-97T4	60T1-98T2	60T1-97T4	65T1-97T4	70T1-96T4	70T1-96T4	70T1-96T4	70T1-96T4

La variable expliquée dans le modèle à correction d'erreur est ΔW .
Écart-types de la variable dépendante (a) et des résidus (b)

P désigne ici, suivant les cas, le taux de croissance de l'indice de prix de la consommation des ménages ou du PIB, u désignant le logarithme du taux de chômage et W les hausses de salaires.

$X(n)$ figure la variable X retardée de n trimestres ; le symbole Δ figure l'opération différence appliquée à la variable qui le suit ($\Delta X(n) = X(n) - X(n-1)$).

La variable Z_t représente la cible de long terme de notre modèle à correction d'erreur. Elle est de la forme $Z_t = W_t - (\alpha P + \beta u_t)$. Elle est numériquement reportée dans le tableau 1.

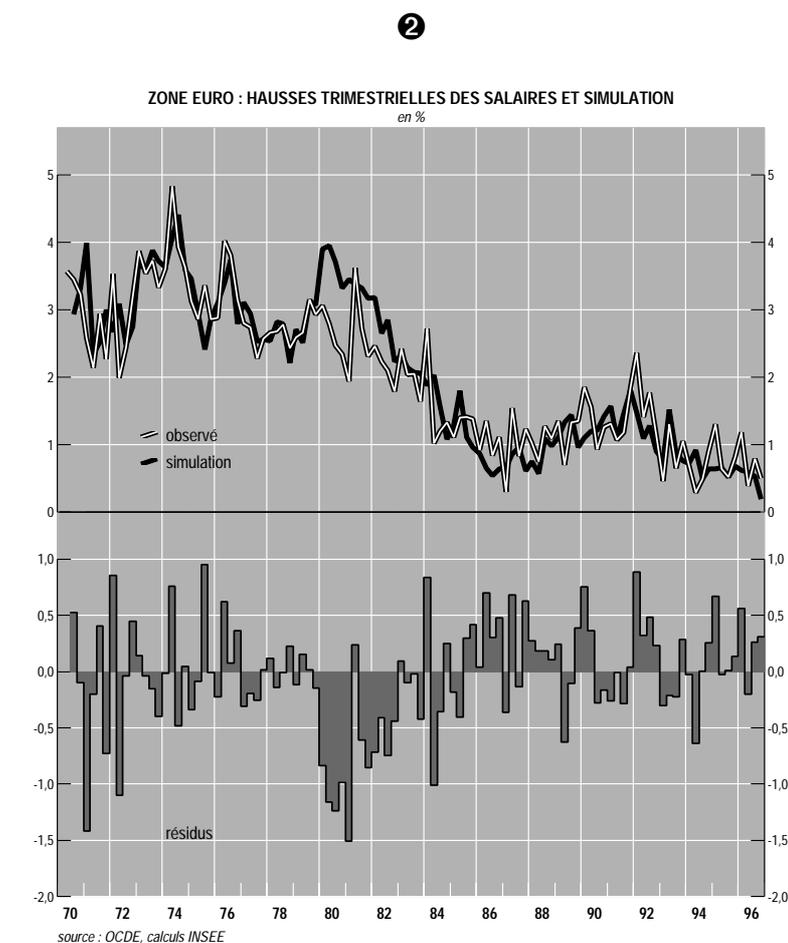
Source : OCDE, calculs INSEE

chocs sur les termes de l'échange, comme les évolutions des cours du pétrole ou des matières premières.

L'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur les prix est largement acceptée dans chacun des pays, en dehors de l'Italie où la significativité du test est de l'ordre de 2%. Dans ce pays, la désinflation marquée est un phénomène assez récent. Il est possible que les comportements des agents s'ajustent progressivement au nouveau contexte de prix. Les prix utilisés dans l'estimation ne sont peut-être plus la référence pertinente, les délais d'ajustement ayant pu notamment être modifiés par les changements récents des processus de négociation salariale. Il apparaît en pratique qu'imposer la contrainte d'indexation unitaire des salaires sur les prix ne modifie pas sensiblement les coefficients des autres variables pour les évaluations relatives à chacun des pays.

En retenant le déflateur de PIB comme variable de prix, l'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur les prix n'est acceptée qu'au seuil de 3% au sein de la zone euro. De plus, l'estimation d'un modèle à correction d'erreur avec le déflateur de PIB donne un coefficient non significativement différent de zéro sur la cible de long terme.

L'estimation d'un modèle à correction d'erreur avec le déflateur de la consommation des ménages fait, en revanche, apparaître un coefficient significativement différent de zéro pour la cible de long terme ; elle conduit à rejeter l'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur les prix. On peut estimer une relation au niveau de la zone euro reprenant pour chaque pays la variable de prix utilisée dans les évaluations présentées. L'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur les prix n'est alors acceptée qu'au seuil de 2%. Contraindre cette indexation dans notre estima-



tion conduit à modifier sensiblement les coefficients des autres variables.

Quelle que soit la variable agrégée de prix retenue, l'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur les prix est par conséquent clairement rejetée, indiquant les dissemblances structurelles qui existent entre les pays. Ce résultat pourrait provenir de la difficulté à estimer une relation satisfaisante pour l'Italie.

Simulations et prévisions des salaires

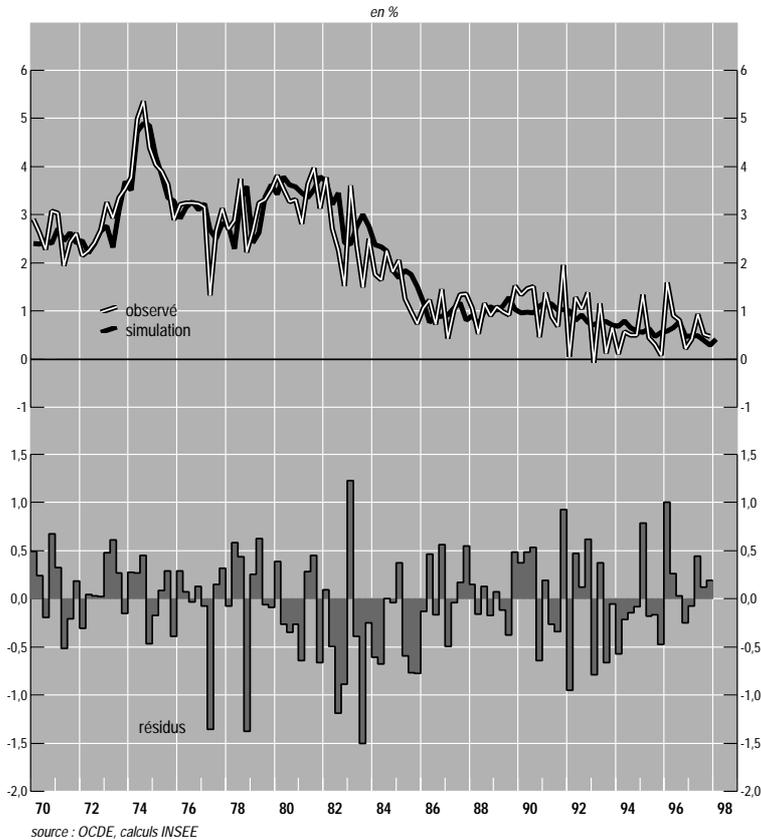
Une représentation satisfaisante des tendances salariales, insuffisante pour en refléter les évolutions de très court terme

Les estimations précédentes fournissent une modélisation de l'évolution des salaires expliquant une faible partie de la variance, comme en témoigne, dans le tableau 2, la relative proximité des écarts-types de la variable modélisée et de l'estimation.

Les graphiques 2 et 3 des simulations dynamiques effectuées pour la France et la zone euro illustrent l'inaptitude à prendre en compte les phénomènes de très court terme : la relation ne paraît pas à même de reproduire les à-coups trimestriels enregistrés par les salaires. En particulier, la hausse sensible des salaires en France du premier semestre de 1997 (due à une importante revalorisation salariale consentie après une année 1996 où le pouvoir d'achat des salaires avait été rogné) n'est pas reproduite par cette modélisation.

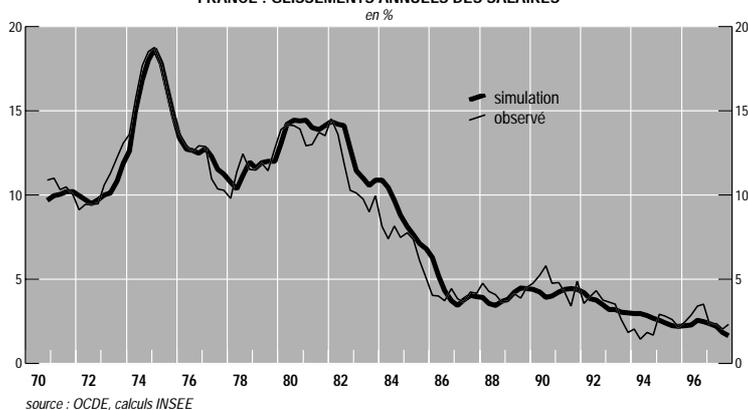
3

FRANCE : HAUSSES TRIMESTRIELLES DES SALAIRES ET SIMULATION



4

FRANCE : GLISSEMENTS ANNUELS DES SALAIRES



Approche de la boucle prix-salaires dans la zone euro par la courbe de Phillips

En revanche, ces simulations retracent bien les évolutions de plus long terme des salaires ; elles accompagnent ainsi la désinflation salariale tendancielle observée durant cette période.

Dès lors, il est possible d'utiliser les séries de prix et de chômage, disponibles de manière plus récente, pour projeter l'évolution tendancielle des salaires dans les différents pays.

Vers la poursuite de la modération salariale dans la zone euro

Sur la base de prévisions d'inflation et de chômage cohérentes avec le diagnostic conjoncturel présenté dans cette *Note de conjoncture* - redressement progressif de l'inflation consécutif à la hausse des cours du pétrole, baisse modérée du

chômage dans les trois plus grands pays, plus forte en Espagne et aux Pays-Bas - les équations présentées ici permettent d'apprécier la tendance actuelle des salaires dans les principaux pays de la zone euro.

Les résultats de ces projections sont présentés dans les tableaux 3 et 4, où figurent également la contribution de l'évolution des prix et du taux de chômage. Ils tendent à confirmer la poursuite de la modération des évolutions salariales dans la plupart des pays : mis à part aux Pays-Bas, le glissement annuel des salaires resterait partout inférieur à 2%.

Spontanément, le modèle conduirait à une poursuite du ralentissement des salaires nominaux au sein de la zone euro, à l'exception des Pays-Bas et de la Belgique.

Concernant l'Allemagne, ce résultat n'apparaît pas compatible avec l'accélération attendue des salaires, qui devrait découler des accords de revalorisation dans les principales branches signés début 1999. ■

TABLEAU 3 : GLISSEMENTS ANNUELS DES SALAIRES

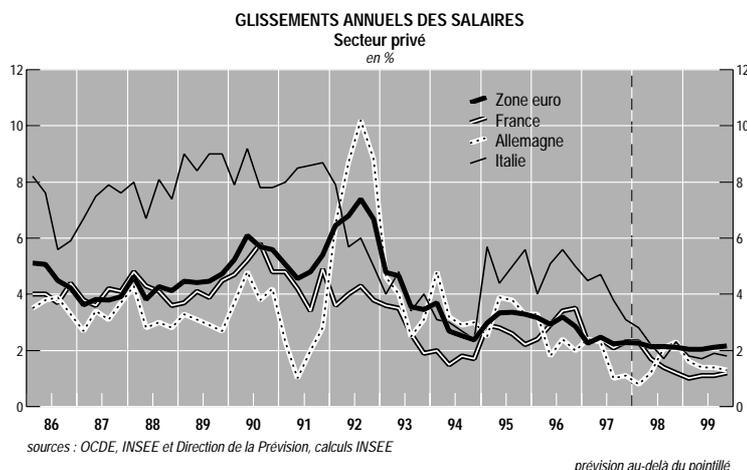
	(en %)	
	97T4	99T4
France	1,7	1,2
Allemagne	2,3	1,3
Italie	2,0	1,7
Espagne	2,8	2,0
Pays-Bas	2,8	3,4
Belgique	0,4	0,8
Zone euro	2,3	2,2

TABLEAU 4 : CONTRIBUTIONS A LA VARIATION DU GLISSEMENT ANNUEL DES SALAIRES

	France	Allemagne	Italie	Espagne	Pays-Bas	Belgique	Zone euro
Variation du glissement annuel des salaires	-0,5	-1,0	-0,3	-0,8	0,6	0,4	-0,1
Contribution des prix	-0,6	-1,1	-0,4	-1,2	0,3	0,3	-0,6
Contribution du taux de chômage	0,1	0,1	0,1	0,4	0,3	0,1	0,5

Source : OCDE, calculs INSEE

5



Bibliographie

- | | | |
|--|-----------------------------|------------------------------------|
| <i>“Time Series Analysis”</i>
Hamilton | Princeton university Press | 1994 |
| <i>“A simple estimator of cointegrated vectors in high order integrated systems”</i>
Stock et Watson | Econometrica, 61 | 1993 |
| <i>“Economie du travail”</i>
Cahuc et Zylberberg | Couvertures économiques | De Boeck Université |
| <i>“Le chômage d’équilibre en France : une évaluation”</i>
Cotis, Méary et Sobczak | Direction de la Prévision | Document de travail N°96-14 |
| <i>“The influence of different specifications of wages prices spirals on the measure of NAIRU”</i>
Bonnet et Mahfouz | INSEE | Document de travail G9611 |
| <i>“Le SMIC : salaires minimum de croissance”</i>
Conseil Supérieur de l’Emploi, des Revenus et des Coûts | | 1999 |
| <i>“Groupe de Paris. Emploi et rémunération. Rapport sur la session 1998”</i>
INSEE | Division Méthodes comparées | 1999 |
| <i>“La mise en oeuvre de la stratégie de l’OCDE pour l’emploi : l’expérience des pays membres”</i>
OCDE | | 1997 |
| <i>“La stratégie de l’OCDE pour l’emploi : valoriser le travail”</i>
OCDE | | 1997 |
| <i>“La stratégie de l’OCDE pour l’emploi : renforcer l’efficacité des politiques actives du marché du travail”</i>
OCDE | | 1997 |
| <i>“Perspectives de l’Emploi”</i>
OCDE | | 1997 |
| <i>“Perspectives de l’Emploi”</i>
OCDE | | 1998 |
| <i>“The effects of european economic and monetary union on wage behavior”</i>
Charlotte Lauer | IZA | Discussion paper n°36
mars 1999 |