

Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen

Eric Heyer^(*)

Hervé Le Bihan^(**)

Frédéric Lerais^(**)

La modélisation empirique des salaires sur séries temporelles repose sur deux spécifications alternatives : la relation de Phillips augmentée, liant croissance des salaires et des prix au taux de chômage, ou la courbe WS (*wage setting*), inspirée des modèles de négociation salariale, expliquant le niveau des salaires réels par le taux de chômage et éventuellement d'autres variables. Le choix de la spécification en niveau ou en taux de croissance est un enjeu d'importance parce qu'il conditionne la détermination du taux de chômage d'équilibre dans un modèle macro-économique complet. Mise en cause depuis de nombreuses années en raison de son manque de fondements micro-économiques, la courbe de Phillips a été plus récemment soumise à une critique de nature statistique, liée au développement de l'économétrie des variables non stationnaires. Comme relation entre variables aux propriétés temporelles hétérogènes, la courbe de Phillips est potentiellement mal spécifiée (voir L'Horty et Thibault, 1997). Un grand nombre de travaux récents⁽¹⁾ associent dès lors l'utilisation des méthodes de la cointégration à l'estimation d'une relation entre niveau du salaire réel et taux de chômage. Cependant, sur données françaises, ces travaux n'ont à ce jour pas convergé sur une spécification canonique de l'équation de salaire et développent peu la dynamique de court terme des prix et des salaires.

Le présent article propose une estimation de la boucle prix-salaire qui vise à rendre compte des rigidités nominales de court terme, tout en traitant explicitement de la non-stationnarité des séries concernées. Pour cela nous estimons, par la méthode de Johansen, un système prix-salaire dans lequel la courbe de Phillips peut être interprétée comme une relation de cointégration. Ce résultat, obtenu par Ralle et Toujas-Bernate (1990), est ainsi retrouvé dans un cadre multivarié.

La première partie rappelle les spécifications alternatives de la boucle prix-salaire en mentionnant leurs enjeux théoriques. Elle souligne les implications de la non-stationnarité des variables sur le choix de spécification. Dans la seconde partie est présentée une estimation simultanée, utilisant la méthode de Johansen, d'une courbe de Phillips et d'une courbe de prix spécifiées en taux de croissance. Pour limiter la complexité des estimations, le système se limite à un nombre restreint de variables centrales (salaire, chômage, prix de la valeur ajoutée, de la consommation et des importations). Les propriétés du système sont ensuite discutées.

(*) OFCE, Département d'Analyse et Prévision, heyer@ofce.sciences-po.fr.

(**) OFCE, Département d'Analyse et Prévision au moment de la rédaction de ce document.

Nous remercions vivement Françoise Charpin pour ses nombreuses remarques et les stimulantes discussions dont ce travail a bénéficié. Nous remercions aussi pour leurs remarques et critiques E. Jondeau, Y. L'Horty, F. Mihoubi, C. Rault et F. Sédillot, ainsi que deux rapporteurs de la revue. Les auteurs demeurent bien entendu responsables des erreurs et imperfections contenues dans ce document.

La spécification empirique des équations de prix et de salaires

Équations de salaire et de prix de long terme

La forme de l'équation structurelle de salaire est cruciale pour la formation de l'équilibre macro-économique de long terme. Deux spécifications bien connues s'opposent : la spécification en taux de croissance et celle en niveau, soit respectivement la courbe de Phillips augmentée (1) et la courbe WS (3).

La courbe de Phillips augmentée traduit l'idée que les négociations salariales portent au niveau macroéconomique sur le taux de croissance des salaires⁽²⁾. Traditionnellement présente dans la plupart des modèles macro-économiques de l'économie française (Économie et Prévision, 1998), elle s'écrit sous la forme (1)⁽³⁾. Considérant dans cette première partie la forme de long terme de l'équation et son interprétation économique, nous omettons indices temporels, termes retardés et aléas économétriques.

$$(1) \Delta w = \alpha_1 \Delta p + \alpha_2 \Delta \pi + \alpha_3 \Delta x + \alpha_4 U$$

Simultanément à l'équation de salaire, il est nécessaire de considérer l'équation de prix, notamment pour traiter des problèmes économétriques de simultanéité et d'identification. Les caractéristiques de l'équation de prix sont en outre déterminantes pour l'évaluation du taux de chômage d'équilibre. Nous associons ici à l'équation de Phillips augmentée une équation de prix (2) spécifiée en taux de croissance⁽⁴⁾.

$$(2) \Delta p = \gamma_1 \Delta w + \gamma_2 \Delta \pi + \gamma_3 \Delta z + \gamma_4 TU$$

Un exemple de telle modélisation en taux de croissance de la boucle prix-salaire est le système estimé par Monfort et Rabemananjara (1990), qui le considère alors comme relations entre variables stationnaires. La variable de taux d'utilisation des équipements TU joue un rôle symétrique à celui du taux de chômage dans l'équation de salaire. Elle permet de prendre en compte les effets de tensions sur le marché des biens, liées à la saturation des équipements (pour une formalisation voir par exemple Maurice et Taddei, 1997). L'équation inclut également des variables d'offre (z) susceptible d'influencer la formation de prix comme par exemple le taux d'intérêt réel (Fitoussi et Phelps, 1988 ; Bonnet et Mafhouz, 1996 ; Économie et Prévision, 1998) ou une dérive temporelle.

La spécification en niveau de l'équation de salaire, ou « courbe WS », prend la forme (3). Elle peut être dérivée d'un modèle théorique de négociation salariale (voir par exemple Cahuc, 1993).

$$(3) w = \beta_1 p + \beta_2 \pi + \beta_3 x + \beta_4 U$$

Le coefficient β_4 de signe négatif indique la sensibilité des salaires au niveau du chômage. Des hypothèses privilégiées sont celles d'absence d'illusion nominale ($\sigma_1 = 1, \beta_1 = 1$) et d'indexation unitaire sur la productivité ($\sigma_2 = -1, \beta_2 = 1$). La vérification de ces hypothèses est décisive : en leur absence, la part des salaires dans la valeur ajoutée et le taux de chômage de long terme présenteraient une tendance permanente. L'équation de prix en niveau s'écrit sous la forme (4) : les entreprises ont une cible de taux de marge sur les coûts salariaux. La présence des variables z et TU s'interprète de la même façon que dans l'équation (2).

$$(4) p = \sigma_1 w + \sigma_2 \pi + \sigma_3 z + \sigma_4 TU$$

Taux de chômage d'équilibre et NAIRU

Les deux systèmes en niveau et taux de croissance⁽⁵⁾ conduisent à des diagnostics divergents quant aux propriétés et aux déterminants du taux de chômage d'équilibre, *i.e.* du taux de chômage compatible avec une inflation stable⁽⁶⁾.

Dans le système en niveau (3)-(4) une condition de long terme est donnée par l'intersection des deux courbes WS et PS, et on peut définir U^* le taux de chômage d'équilibre.

$$(5) U^* = \{(1 - \sigma_1 \beta_1) p - (\sigma_1 \beta_2 + \sigma_2) \pi - \sigma_1 \beta_3 x - \sigma_3 z - \sigma_4 TU\} / \sigma_1 \beta_4$$

Dans le cas le plus général, le taux de chômage d'équilibre dépend du niveau général des prix ou encore du niveau de la productivité et présente donc une dérive déterministe permanente⁽⁷⁾. Le souci d'obtenir un long terme acceptable, ainsi que le postulat de rationalité des agents, conduisent de nombreux auteurs à imposer une parfaite indexation des salaires à la fois sur les prix et sur la productivité, soit $\beta_1 = 1$ et $\beta_2 = 1$, et, de la même façon, une indexation des prix, soit $\sigma_1 = 1$ et $\sigma_2 = -1$. En supposant une indexation parfaite, on obtient le système WS-PS usuel :

$$(3') w - p - \pi = \beta_3 x + \beta_4 U$$

$$(4') p - w + \pi = \sigma_3 z + \sigma_4 TU$$

Le taux de chômage d'équilibre s'écrit alors :

$$(5') U^* = \frac{(\beta_3 x + \sigma_3 z + \sigma_4 TU)}{-\beta_4}$$

Il dépend du niveau des variables x influençant les salaires : taux de remplacement, le taux de cotisations sociales, etc., ainsi que des variables représentant le pouvoir de négociation des salariés (taux de syndicalisation). Il dépend des variables z influençant les prix : le taux d'intérêt réel, un trend temporel, taux d'utilisation des équipements... Le taux de chômage d'équilibre est une variable susceptible de fluctuer avec tous les déterminants des prix et des salaires. Si ces déterminants sont très fluctuants, comme le taux d'intérêt, l'utilisation de ce taux de chômage d'équilibre comme valeur de référence dans la pratique de la politique économique est cependant problématique.

Le système en taux de croissance (équations 1 et 2) conduit à l'expression suivante (6) du long terme.

$$(6) U^* = \{(1 - \gamma_1 \alpha_1) \Delta p - (\gamma_1 \alpha_2 + \gamma_2) \Delta \pi - \gamma_1 \alpha_3 \Delta x - \gamma_3 \Delta z - \gamma_4 TU\} / \gamma_1 \alpha_4$$

Si l'indexation nominale des prix et des salaires est parfaite ($\gamma_1 = \alpha_1 = 1$), U^* s'interprète comme un taux de chômage n'accélérant pas l'inflation (NAIRU). Sinon, existe un arbitrage à long terme entre inflation et chômage. On peut néanmoins définir un pseudo-NAIRU, *i.e.* le taux de chômage prévalant pour un rythme de long terme d'inflation donné (correspondant par exemple à la cible de politique monétaire). Le NAIRU présente des sources de non-stationnarité moins nombreuses que le taux de chômage d'équilibre défini par un système WS-PS. En effet Δz , Δx sont stationnaires et même nuls à long terme car les variables x et z (*i.e.* le taux d'intérêt, le taux de syndicalisation etc.) ne présentent en général pas de tendance déterministe. De plus, même si parmi les variables z figure un trend, Δz et le NAIRU sont constants à long terme. En cas d'indexation imparfaite des salaires sur les prix ($\alpha_1 < 1$), il y a un arbitrage inflation/chômage à long terme mais le (*pseudo*) NAIRU est constant. Dans le cas d'indexation unitaire, et si l'on suppose que Δz , Δx et TU sont constants à long terme, le NAIRU varie principalement en cas de rupture des gains tendanciels de productivité.

$$(7) U^* = \frac{(1 - \alpha_2) \Delta \pi - k}{\alpha_4}$$

$$\text{avec } k = \alpha_3 \Delta x + \gamma_3 \Delta z + \gamma_4 TU$$

Le NAIRU est plus stable que le taux de chômage d'équilibre du modèle WS-PS au sens où, même en cas de sous-indexation des salaires sur les prix ou la productivité, le taux de chômage de long terme n'a pas de tendance déterministe. En revanche, le partage de la valeur ajoutée n'est stable que dans des conditions restrictives⁽⁸⁾.

Non-stationnarité des séries, emboîtement des modèles

La spécification empirique de la boucle prix salaires a ainsi de fortes implications sur l'équilibre macroéconomique. Pour trancher empiriquement entre les différentes spécifications, deux types de considérations économétriques ont une importance particulière : la question de la non-stationnarité des variables et la possibilité d'emboîter les deux modèles. Les variables présentes dans l'équation de salaires sont potentiellement non stationnaires et risquent de donner lieu à des régressions fallacieuses. Seule une spécification conduisant à mettre à jour des relations de cointégration est alors valide⁽⁹⁾. D'autre part, disposer d'un sur-modèle englobant comme restriction chacune des deux spécifications permet de tester l'une contre l'autre⁽¹⁰⁾.

Ces deux considérations sont liées. En effet, les modèles à correction d'erreur (ECM), qui combinent des termes en niveau et en taux de croissance, sont le cadre adapté pour emboîter les deux spécifications considérées. Les ECM sont utilisés de longue date pour analyser la dynamique des salaires. Ainsi suivant une spécification initiée par Sargan (1964), de nombreux travaux ont estimé l'équation de salaire sous la forme :

$$(8) \Delta w_t = \alpha \Delta p_t + \beta \Delta \pi_{t-1} + \delta U_t + \gamma (w_{t-1} - p_{t-1} - \pi_{t-1}) + \phi + \varepsilon_t$$

Interprétée comme une courbe de Phillips augmentée d'un terme de rappel, qui traduit l'ajustement progressif à une cible de part des salaires dans la valeur ajoutée, l'équation (8) suggère une réconciliation des deux approches de l'équation de salaire. La courbe de Phillips augmentée en représente le court terme et la courbe WS le long terme⁽¹¹⁾.

Cependant, la prise en compte de la non-stationnarité pose certaines contraintes sur cette spécification et met en question la possibilité d'emboîter les deux modèles (notons qu'une spécification valide doit en outre traiter des problèmes, à ce stade négligés, de simultanéité et d'identification introduits par la présence de la variable de prix). Les techniques habituelles d'estimation de relations de cointégration (Engle-Granger, Johansen, ...) se placent dans le cadre de variables I(1). Estimer l'équation (8) en l'interprétant comme une relation de court terme suppose que w , p , π , et U sont I(1) ou que plusieurs conditions d'indexation à long terme sont satisfaites. Lorsque l'on admet que les salaires sont I(2), l'équation ne relève plus de l'estimation par les méthodes usuelles. Pour se ramener au cadre I(1), une solution usuellement retenue est de transformer les variables en utilisant par exemple le salaire réel ($w-p$). Dans ce cas cependant, l'emboîtement des modèles n'est pas conservé.

Tableau 1 : statistiques de test KPSS et ADF de racine unitaire (données trimestrielles, 1970:1 - 1997:4)

Variables		Statistique η KPSS	Statistique τ ADF	P_Q	Ordre d'intégration	
Prix de production	$(\text{Log } P_{pt})$	$\eta_c = 0,02$ [0]	$\tau_{nc} = -6,60$ [4]	0,98	I(2)***	sans dérive
		$\eta_t = 0,14$ [7]	$\tau_c = -3,88$ [0]	0,97	I(1)**	avec dérive
Prix de la valeur ajoutée	$(\text{Log } P_{VA})$	$\eta_c = 0,01$ [0]	$\tau_{nc} = -2,99$ [9]	0,98	I(2)***	sans dérive
		$\eta_t = 0,20$ [7]	$\tau_{ct} = -3,35$ [6]	0,97	I(1)*	avec dérive
Prix de consommation	$(\text{Log } P_{ct})$	$\eta_c = 0,04$ [0]	$\tau_{nc} = -3,17$ [8]	0,60	I(2)***	sans dérive
		$\eta_t = 0,20$ [6]	$\tau_{ct} = -3,19$ [9]	0,48	I(1)*	avec dérive
Prix des importations	$(\text{Log } P_{M_t})$	$\eta_c = 0,01$ [0]	$\tau_{nc} = -6,94$ [8]	0,98	I(2)***	sans dérive
		$\eta_t = 0,14$ [0]	$\tau_{ct} = -3,56$ [10]	0,97	I(1)**	avec dérive
Salaire par tête	$(\text{Log } W_t)$	$\eta_c = 0,04$ [0]	$\tau_{nc} = -7,00$ [3]	0,13	I(2)***	sans dérive
		$\eta_t = 0,14$ [6]	$\tau_{xt} = -3,27$ [7]	0,69	I(1)**	avec dérive
Salaire réel (prix de production)		$\eta_c = 0,11$ [4]	$\tau_{ct} = -5,22$ [3]	0,97	I(1)***	avec dérive
Salaire réel (prix de la VA)		$\eta_t = 0,19$ [8]	$\tau_{ct} = -4,11$ [8]	0,16	I(1)***	avec dérive
Salaire réel (prix de consommation)		$\eta_c = 0,01$ [0]			I(2)***	sans dérive
			$\tau_{ct} = -4,78$ [3]	0,15	I(1)***	avec dérive
Productivité (par salarié)	$(\text{Log } \Pi_t)$	$\eta_t = 0,05$ [0]	$\tau_{ct} = -5,92$ [5]	0,80	I(1)***	avec dérive
Taux de chômage	(U_t)	$\eta_c = 0,73$ [7]	$\tau_{ctc} = -3,74$ [4]	0,86	I(1)***	sans dérive
Taux d'utilisation	(TU_t)	$\eta_c = 0,32$ [4]			I(0)***	avec dérive
			$\tau_{nc} = -5,11$ [4]	0,92	I(1)***	sans dérive

Notes : P_Q est la p-value d'un test de Ljung-Box de corrélation des résidus associée aux tests ADF.

*, **, *** indiquent la significativité des résultats au seuil de 10 %, 5 % et 1 % pour les tests ADF et pour les tests KPSS.

Les nombres entre crochets indiquent le nombre de retards retenu pour les tests KPSS et ADF.

Sur une même ligne figurent des tests conduisant au même résultat, et non des tests ayant la même hypothèse nulle.

L'ordre d'intégration des séries est ainsi déterminant.

Pour évaluer l'ordre d'intégration des principales variables de la boucle prix salaire, nous avons mené successivement pour chacune d'elle les tests de stationnarité ADF (Dickey et Fuller, 1979) et KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992). La différence majeure entre ces deux tests réside dans le choix de l'hypothèse nulle. L'hypothèse nulle est la stationnarité dans le test KPSS, la racine unitaire pour le test ADF. Les résultats des tests sont présentés dans le tableau 1. Différents critères ont guidé le choix du nombre de retards dans la réalisation du test ADF : le rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus à l'aide du test Ljung Box, au seuil d'au moins 10%, et la valeur des critères d'information AIC et BIC d'Akaike et de Schwartz.

Reprenant les notations de Davidson et Mac Kinnon (1993), le tableau 1 spécifie le modèle utilisé pour tester l'hypothèse de racine unitaire : régression avec constante et trend (statistique de test τ_{ct}), régression

avec constante (statistique de test τ_{ct}) et régression sans constante ni trend (statistique de test τ_{nc}). De façon générale, le test ADF ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire des séries concernées, et le test KPSS rejette l'hypothèse nulle de stationnarité des séries exprimées en logarithme. En revanche, les mêmes tests ADF rejettent l'hypothèse nulle de deux racines unitaires, et symétriquement on accepte à l'aide du test KPSS l'hypothèse nulle de stationnarité des séries en log-différence. Autrement dit, ces séries exprimées en différence de logarithme sont intégrées à l'ordre 1, à l'exception des prix et salaires nominaux pour lesquels il est plus difficile de trancher.

Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par de nombreuses études qui ont depuis la fin des années 80 appliqué les tests de racine unitaire aux séries de salaires sur données internationales⁽¹²⁾ ou françaises⁽¹³⁾. Ainsi un large consensus se dégage dans ces études pour caractériser les séries de salaire réel et de productivité comme des variables I(1). Ces deux variables présentent à la fois une tendance

déterministe et une racine unitaire. Deux points méritent une discussion plus détaillée : la non-stationnarité du taux de chômage et l'ordre d'intégration des prix et salaires.

Le taux de chômage est caractérisé comme I(1) en France et dans tous les pays européens à l'exception de la Norvège (Nymoén, 1989). Ce résultat statistique reflète la dérive effective du chômage dans les pays européens. Mais il faut souligner que l'hypothèse de non-stationnarité du taux de chômage pose des problèmes d'interprétation économique et de statut de la politique économique. Elle signifie que le chômage subit une dérive de nature stochastique et qu'après un choc, le taux de chômage n'a pas tendance à revenir vers sa valeur originelle. Le taux de chômage d'équilibre défini dans ce contexte n'est ni constant ni même prévisible à moyen terme. D'un autre côté, il est difficile de concevoir qu'aucune force de rappel, économique ou socio-démographique, ne ramène le taux de chômage à des niveaux acceptables sur très longue période. De plus, à la différence par exemple du PIB, la variable de taux de chômage ne semble pas être universellement non-stationnaire. Ainsi, dans le cas des États-Unis, le diagnostic de non-stationnarité du taux de chômage est peu robuste (voir par exemple les résultats de Evans, 1989 ; Hénin et Jobert, 1993 ; ou Roberts et Morin, 1999).

Au même titre que l'hypothèse d'un taux de chômage I(1), le test ADF conduit à retenir l'hypothèse d'un taux d'utilisation I(1). Ce résultat reflète vraisemblablement la forte persistance des chocs de demande.

L'examen de la littérature confirme la difficulté d'estimer le degré d'intégration des prix et des salaires nominaux : ces variables sont selon les pays, les études et les tests, caractérisées comme I(1) ou I(2). Sur données françaises, les séries de prix et salaires sont souvent caractérisées comme I(2) : le taux d'inflation et le taux de croissance des salaires nominaux sont alors eux-mêmes des variables non stationnaires. Cette représentation est validée par nos résultats (tableau 1). Toutefois, certains des tests, rejoignant les résultats de Cotis et Loufir (1990) et Bonnet et Mafouhz (1996), indiquent qu'une représentation des prix et salaires comme I(1) avec trend n'est pas non plus rejetée. Mais cette hypothèse est acceptée avec des seuils plus élevés (10% pour le prix de la consommation et de la valeur ajoutée). Chacune des deux représentations (taux d'inflation non stationnaire et trend à la baisse du taux d'inflation) peut être problématique du point de vue de l'interprétation théorique.

Nous retenons dans les estimations qui suivent l'hypothèse que le taux de chômage est une variable I(1) et que les prix et salaires sont des variables I(2). Si la discussion qui précède souligne l'incertitude entourant l'ordre d'intégration de ces séries⁽¹⁴⁾, ces

hypothèses ont l'avantage d'être compatibles avec les données, et de placer notre étude dans le même cadre que de nombreux travaux récents sur la boucle prix-salaires française.

Partant de ces hypothèses, les travaux inspirés de l'approche WS-PS utilisent le fait que salaire réel, productivité et taux de chômage sont I(1). Ils recherchent comme équation de salaire une relation de cointégration entre ces variables : voir les estimations de L'Horty et Sobczak (1997), Bonnet et Mahfouz (1996) et Cotis, Méary et Sobczak (1998) pour la France, et par exemple Hall (1986, 1989), Darby et Wren-Lewis (1991) pour le Royaume Uni.

Nous choisissons ici de suivre une démarche polaire : rechercher des relations de long terme entre les différences premières des salaires et prix⁽¹⁵⁾, ce qui reste compatible avec l'ordre d'intégration estimé des variables. Le paragraphe qui suit développe la motivation principale de cette démarche : à la différence du modèle en salaire réel, cette approche permet une caractérisation pertinente de la dynamique de court terme des prix et salaires.

Spécification dynamique et rigidités nominales

Dans l'estimation statistique du système WS-PS la variable endogène retenue est le salaire réel. Dans un cadre multivarié le salaire réel est analysé conjointement avec d'autres variables (chômage, productivité, etc.) pour identifier et estimer des équations de long terme WS et PS, interprétées comme des équations de salaire et prix. Mais dans la dynamique du système, prix et salaires n'interviennent qu'au travers d'une seule équation de salaire réel à court terme, les autres équations dynamiques décrivant l'évolution des variables chômage ou productivité. Ainsi considérons le système de long terme défini par les équations (3') et (4') avec pour variables endogènes $(w-p, \pi, U, TU)$. On suppose pour simplifier que $\beta_3=0$ (soit l'absence de variable x) et qu'il y a deux relations de cointégration. L'écriture matricielle d'un système VECM autorégressif d'ordre 1 est alors :

$$(9) \begin{bmatrix} \Delta(w-p)_t \\ \Delta U_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta TU_t \end{bmatrix} = A_{(4 \times 4)} \begin{bmatrix} \Delta(w-p)_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-1} \\ \Delta TU_{t-1} \end{bmatrix} + \alpha_{(4 \times 2)} \beta'_{(2 \times 4)} \begin{bmatrix} (w-p)_{t-1} \\ U_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ TU_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

Le système (9) ne contient pas d'équation expliquant l'évolution des prix et ne permet donc pas d'identifier une équation structurelle de prix de court terme. Les salaires s'indexant immédiatement aux

prix, cette approche ne permet pas de rendre compte des rigidités nominales, sauf à faire intervenir une variable d'inflation comme terme additionnel, dont l'exogénéité et l'interprétation posent problème.

La boucle prix-salaire a pour vocation à nos yeux de rendre compte des rigidités nominales macroéconomiques. Expliciter la dynamique des prix et des salaires nominaux à court terme, permet d'obtenir une représentation du comportement de fixation de prix par les entreprises. Le souhait de modéliser ces rigidités nominales et les évolutions de court terme nous conduisent dans le présent travail à considérer une approche alternative : estimer un système en taux de croissance ($\Delta w, \Delta p$). Cette démarche permet de prendre en compte le caractère non-stationnaire des séries d'inflation et de croissance des salaires, et nous conduit à proposer une interprétation de la courbe de Phillips comme relation de cointégration entre ces variables et le taux de chômage. Une telle proposition est aussi présente dans Ralle et Toujas-Bernate (1990) : nous étendons en fait leur approche à un cadre multivarié. Notre démarche est également à rapprocher de celle de Shadman-Mehta (1996)⁽¹⁶⁾.

Une estimation par la méthode de Johansen

Cette partie présente une estimation simultanée d'une courbe de Phillips et d'une courbe de prix (en taux de croissance) en utilisant la méthode de Johansen. Les variables retenues, issues des comptes trimestriels, sont la croissance du salaire nominal par tête (ΔW), le taux de croissance des prix de la consommation (ΔP^C), des prix de la valeur ajoutée (ΔP^{VA}), des prix des importations (ΔP^M), et enfin le logarithme du taux de chômage ($\log(U)$ ⁽¹⁷⁾) et du taux d'utilisation du capital (TU_K ⁽¹⁸⁾). Les tests de stationnarité univariés présentés ci-dessus ont montré que ces variables pouvaient être considérées comme I(1).

Deux précisions sont utiles relatives à l'inclusion dans le VECM du taux d'utilisation et à l'absence de prise en compte de la productivité. Le résultat de non stationnarité du taux d'utilisation peut apparaître peu fondé. Nous introduisons cependant cette variable car elle permet une identification plus assurée de l'équation de prix. Par ailleurs nous avons également estimé un système sans taux d'utilisation et les résultats obtenus pour l'équation de salaire sont apparus inchangés.

La variable de productivité n'a pas été introduite explicitement, pour limiter la complexité du système estimé, et en raison des difficultés à prendre en compte de façon satisfaisante son degré d'intégration. Toutefois l'absence de cette variable

ne devrait pas biaiser l'estimation des relations de cointégration. En effet, en ce qui concerne les variables de prix et de salaires, le système est estimé en taux de croissance. La logique macroéconomique impose que c'est le taux de croissance de la productivité (et non son niveau) qui devrait être relié à la croissance des salaires et des prix. La série de productivité étant I(1), la variable pertinente omise ($\Delta\pi$) est stationnaire. En vertu de la « super-convergence » des estimateurs dans le cas de cointégration des variables, cette omission ne biaise pas asymptotiquement l'estimation des paramètres de long terme.

Méthode : du VECM au modèle structurel de court terme

La méthode de Johansen permet d'estimer les relations de cointégration dans un système multivarié. Elle est clairement adaptée pour estimer une boucle prix-salaire dans un cadre non stationnaire. En effet prix et salaires sont endogènes et on peut supposer qu'il existe au moins deux relations de cointégration. En outre, il paraît souhaitable que la dynamique de court terme soit explicitée et reçoive une interprétation structurelle. Dès lors, en s'inspirant de la méthodologie développée par Johansen et Juselius (1994)⁽¹⁹⁾, nous passons de l'estimation d'un VECM à celle d'un modèle dynamique structurel. Les étapes de notre démarche sont les suivantes :

- utiliser la méthode de Johansen pour identifier et estimer les vecteurs de cointégration⁽²⁰⁾. Cela conduit à l'estimation d'un VAR de rang réduit (*i.e.* le nombre de relations de cointégration est arrêté) mais dont la dynamique de court terme n'est pas contrainte ;
- traiter les problèmes de simultanéité et de surparamétrage en estimant une représentation parcimonieuse de la dynamique de court terme où interviennent les termes contemporains endogènes. L'estimation de ce système exige d'imposer des hypothèses identifiantes, relatives à la dynamique de court terme. Le système structurel de court terme peut être estimé par les MCO s'il a une forme récursive ou sinon par le maximum de vraisemblance (FIML) ou la méthode des variables instrumentales (IV).

Tests de cointégration

La première étape consiste à arrêter le nombre de retards du système. Ce choix est assez délicat car il peut ne pas être neutre quant au nombre de relations de cointégration. Nous avons choisi le nombre de retards permettant d'accepter l'hypothèse que le résidu est un bruit blanc et d'obtenir des relations de long terme interprétables.

Nous avons introduit des variables indicatrices qui interviennent dans les relations de court terme : D741 (premier trimestre 1974), D793 (troisième trimestre 1979), D771 (premier trimestre 77), D823 (troisième

trimestre 1982) et D852 (deuxième trimestre 1985). Les deux premières rendent compte de la hausse du prix du pétrole, la troisième d'une baisse du taux de la TVA au premier trimestre de 1977 et la quatrième du blocage des salaires de 1982. Enfin, la cinquième indicatrice est apparue nécessaire pour la normalité des résidus. Les résultats des tests de cointégration sont inchangés lorsque le modèle est estimé sans ces variables indicatrices.

La variable de prix des importations peut être considérée a priori comme exogène, dans la mesure où la France est une petite économie ouverte. Le VECM estimé est conditionnel à cette variable⁽²¹⁾.

Après avoir déterminé le nombre de retards (six retards dans une écriture auto-régressive ou cinq dans une écriture à correction d'erreurs), nous pouvons alors établir le nombre de relations d'équilibre existant entre les cinq variables.

Au seuil de 5 %, les deux tests de la valeur propre maximale et de la trace coïncident pour valider l'hypothèse de l'existence de trois relations de cointégration (tableau 2). Notons que nous n'avons pas inclus de tendance linéaire dans le modèle, et que nous avons contraint le terme constant à figurer uniquement dans les relations de long terme. Ces restrictions nous paraissent les plus satisfaisantes d'un point de vue économique, car elles permettent d'évacuer l'hypothèse d'une dérive permanente des taux de croissance des prix et taux de croissance des salaires. De plus, elles garantissent que le NAIRU implicite au système ne présente pas de tendance. Les résultats d'un test d'exclusion (tableau 2B en

annexe 2) montrent que trend linéaire est bien exclu des relations de cointégration. Pour valider empiriquement la restriction de la constante à l'espace de cointégration, nous utilisons un test du rapport des vraisemblances décrit par Johansen (1995a, chapitre 6) : la statistique de test est égale à la différence des deux statistiques de la Trace, sous l'hypothèse nulle $H_1^*(r)$ (constante restreinte à l'espace de cointégration) et sous l'hypothèse alternative $H_1(r)$ (constante non contrainte). La statistique de la Trace pour le modèle estimé sans restriction sur la constante, avec $r = 3$ relations de cointégrations, vaut 9,79 (tableau 2A en annexe 2). La statistique de test de la restriction sur la constante vaut $16,86 - 9,79 = 7,07$ et suit une loi du Chi-deux à $p - r = 2$ degrés de liberté ($p = 5$ est le nombre de variables endogènes). La restriction est donc acceptée pour un seuil de 2,5%

Nous pouvons maintenant procéder aux tests d'exclusion, d'exogénéité faible et de stationnarité afin d'étudier les spécifications des relations de cointégration. L'ensemble de ces résultats sont présentés dans le tableau 3.

Les tests de stationnarité confirment que les variables sont toutes intégrées à l'ordre 1. Les tests d'exclusion montrent, au seuil de 5 %, que toutes les variables interviennent dans au moins une relation de cointégration. Enfin, le taux de chômage ainsi que le taux d'utilisation des équipements apparaissent exogènes. Comme le modèle considéré n'est pas assez riche pour pouvoir proposer une détermination plausible de ces deux variables à court terme, nous retenons l'exogénéité de celles-ci.

Tableau 2 : estimation du nombre de vecteurs de cointégration (période 1973:4-1997:4)

Constante restreinte aux relations de cointégration, 6 retards

Valeurs propres	H_0	Test du λ_{\max}		Test de la Trace	
		Statistique	Valeur critique*	Statistique	Valeur critique*
0,4922	$r = 0$	65,73	34,40	152,90	76,07
0,3564	$r = 1$	42,74	28,14	87,18	53,12
0,2475	$r = 2$	27,58	22,00	44,44	34,91
0,1199	$r = 3$	12,38	15,67	16,86	19,96

Notes : r est le nombre de relations de cointégration, $(5 - r)$ le nombre de racines unitaires du système
* au seuil de 5 % (cf. Osterwald-Lenum, 1992).

Tableau 3 : tests d'exclusion de stationnarité et d'exogénéité faible (période 1973:4-1997:4)

Constante restreinte aux relations de cointégration, 6 retards, 3 relations de cointégration

	Valeur critique	ΔW	ΔP^{VA}	ΔP^C	U	TU_K	ΔP^M	Constante.
Exclusion	7,81	36,73	44,13	50,50	50,77	15,75	27,01	46,37
Stationnarité	9,49	14,94	15,05	16,72	21,36	20,39		
Exogénéité faible	7,81	13,71	28,53	24,25	7,48	3,22		

En résumé, c'est à partir d'un modèle avec constante dans les relations de long terme et admettant le chômage, le taux d'utilisation et les prix des importations comme exogènes que nous poursuivons l'analyse.

Identification des relations de long terme

Pour pouvoir interpréter le système estimé, il est nécessaire de fixer des contraintes identifiantes. Nous avons retenu des contraintes simples inspirées des boucles prix-salaire traditionnelles, où l'équation de salaire est une équation de Phillips, et où les prix sont indexés sur les coûts. De façon à identifier les vecteurs de cointégration, nous imposons donc que le taux de chômage intervienne seulement dans la première équation et que le taux de croissance des prix de la consommation soit une combinaison linéaire des taux de croissance des prix de la valeur ajoutée et des prix d'importations. Cette équation ne contient pas de constante et a un statut quasi comptable. Le prix de la consommation est exclu de l'équation de prix de la valeur ajoutée.

Ces hypothèses d'exclusion nous permettent alors d'identifier le long terme du système. Nous obtenons les relations de cointégration suivantes⁽²²⁾ :

$$\Delta W = 0,815 \Delta P^C - 0,785 \log(U) + 2,30$$

(0,025) (0,044) (0,113)

$$\Delta P^{VA} = 1,017 \Delta W - 0,539 \log(100 - TU_K) + 0,684$$

(0,048) (0,166) (0,337)

$$\Delta P^C = 0,833 \Delta P^{VA} + 0,193 \Delta P^M$$

(0,036) (0,016)

La première relation est une courbe de Phillips de long terme avec sous-indexation. Les salaires augmentent avec l'inflation et diminuent lorsque les tensions sur le marché du travail augmentent, tensions représentées par logarithme du taux de chômage.

La deuxième relation d'équilibre s'interprète comme une relation de fixation des prix en fonction des coûts salariaux et des tensions rencontrées sur le marché des biens et services. À cet égard, l'introduction du taux d'utilisation du capital permet de prendre en compte des rendements du travail d'autant plus décroissants que l'on se rapproche des pleines capacités. À l'approche de pleine utilisation des capacités productives sont observés des « effets de saturation » (voir Taddéi, Cueva et Timbeau, 1992).

Les restrictions imposées sont sur-identifiantes et ne sont pas rejetées par le test du rapport de vraisemblance (LR) : la statistique de test vaut 8,55, ce qui correspond à un seuil critique de 7 % pour une loi du χ^2 (4).

L'hypothèse d'une indexation unitaire des salaires est rejetée. La désindexation des salaires sur les prix est devenue un trait partagé par plusieurs modèles macro-économiques français (Amadeus⁽²³⁾, Mimosa (CEPII-OFCE, 1996), Mosaïque (Chauvin, Heyer et Timbeau, 1999)⁽²⁴⁾.

En revanche, l'indexation unitaire des prix de valeur ajoutée sur les salaires a été retenue, conjointement à l'indexation unitaire des prix de la consommation aux prix des importations et de la valeur ajoutée⁽²⁵⁾. Les relations de long terme contraintes s'écrivent alors :

$$\Delta W = 0,810 \Delta P^C - 0,784 \log(U) + 2,30$$

(0,019) (0,043) (0,112)

$$\Delta P^{VA} = \Delta W - 0,530 \log(100 - TU_K) + 0,669$$

(0,154) (0,294)

$$\Delta P^C = 0,808 \Delta P^{VA} + 0,192 \Delta P^M$$

(0,036)

Les paramètres estimés ont des signes conformes aux prédictions théoriques et une valeur proche de celle attendue. Le coefficient du taux de chômage est proche de celui retenu dans la plupart des modèles macro-économiques (Economie et Prévision, 1998). L'élasticité du prix de consommation vis-à-vis du prix des importations est, quant à elle, proche de la part des importations dans la consommation.

Nous appelons dans la suite ECM_w (respectivement ECM_{pva} et ECM_{pc}) les erreurs d'équilibre du salaire nominal par tête (respectivement du prix de la valeur ajoutée et du prix de consommation). Ces erreurs d'équilibre interviennent ensuite dans le système dynamique avec les poids suivants (tableau 4).

Notons que les termes diagonaux, de « correction d'erreur », interviennent bien négativement. Cela signifie qu'un déséquilibre sur les salaires (respectivement sur les prix) tend à se résorber. En revanche, le fait qu'un déséquilibre sur les prix de la valeur ajoutée ait un effet sur les salaires est plus délicat à interpréter. En particulier, un taux d'inflation plus élevé que son niveau de long terme tend à déprimer la croissance des salaires.

Tableau 4 : poids des erreurs d'équilibre dans les équations

Equations	ECM_w		ECM_{pva}		ECM_{pc}	
	Coeff.	t _{stud}	Coeff.	t _{stud}	Coeff.	t _{stud}
$\Delta \Delta W$	- 1,151	- 6,298	- 0,715	- 5,965	4,222	2,906
$\Delta \Delta P^{VA}$	- 0,094	- 0,275	- 1,172	- 5,248	1,144	4,237
$\Delta \Delta P^C$	0,585	2,134	- 0,234	- 1,303	- 0,449	- 2,066

Tableau 5 : tests de spécification du VECM

	ARCH(6)	Normalité $\chi^2(2)$	R ²	SER
Equation de salaire	4,1 [p > 0,67]	3,5 [p > 0,17]	0,85	0,15
Equation du prix de la VA	3,2 [p > 0,79]	0,9 [p > 0,63]	0,86	0,28
Equation du prix de consommation	7,6 [p > 0,25]	1,5 [p > 0,63]	0,84	0,22

Analyse des résidus

Les deux tests multivariés du multiplicateur de Lagrange (à l'ordre 1 et 4) rendent compte d'une absence de corrélation temporelle des résidus. De même, nous acceptons l'hypothèse de normalité du vecteur des résidus à l'aide de la version multivariée du test de Shenton-Bowman.

Diagnostic statistique⁽²⁶⁾

$LM(1) = 8,466 \quad LM(4) = 10,597$

[p > 0,49] [p > 0,30]

Test de Normalité $\chi^2(6) = 6,000$

[p > 0,42]

Les résultats de ces tests sont corroborés par ceux établis sur chaque équation (tableau 5).

En conséquence, les résidus du système non contraint admettent de bonnes propriétés. À ce stade la dynamique du modèle reste cependant sur-paramétrée.

Estimation d'équations structurelles de court terme

La matrice des variances/covariances ci-dessous indique trois corrélations positives entre les résidus des équations du système. Nous pouvons rendre compte de ces corrélations par la prise en compte de la simultanéité dans la détermination des prix et des salaires. Pour ce faire, nous introduisons des variables contemporaines dans le système ce qui fournit une représentation structurelle du système.

Le nombre de termes contemporains introduits doit être limité pour que le modèle à équations simultanées demeure identifiable. Cela conduit à définir un schéma de simultanéité entre les variables. La méthode d'estimation dépend de ce schéma : si le

système est récursif l'estimation par les MCO est alors valide (car le biais de simultanéité est absent et les résidus des équations sont supposés non corrélés dans le nouveau système). Si le système simultané est non-récursif, il faut utiliser une méthode du maximum de vraisemblance (FIML) ou des variables instrumentales (IV).

Nous avons choisi d'identifier la dynamique de court terme en s'inspirant des conditions d'identification du long terme. Nous supposons qu'à la date courante, les salaires et les prix de la valeur ajoutée dépendent des prix de la consommation et les prix de la consommation des prix de la valeur ajoutée. Pour le prix de la valeur ajoutée, l'hypothèse la plus satisfaisante – une indexation sur les salaires – n'a pas donné de résultats concluant, et ils dépendent ici des prix de la consommation. Le système ainsi identifié n'est pas récursif. Pour estimer ce système non récursif, nous utilisons des variables instrumentales⁽²⁷⁾.

De plus nous éliminons les retards non significatifs de la dynamique ce qui permet de se rapprocher des équations macroéconomiques structurelles.

Equation de salaire

$$\begin{aligned} \Delta\Delta W_t = & -0,026 + 0,17 \Delta\Delta P_t^C - 0,15 \Delta\Delta W_{t-1} \\ & (-1,08) \quad (2,29) \quad (1,75) \\ & - 0,10 \Delta\Delta P_{t-1}^{VA} - 0,15 \Delta\Delta P_{t-2}^{VA} - 0,12 \Delta\Delta P_{t-3}^{VA} \\ & (-2,31) \quad (-3,66) \quad (-3,03) \\ & - 0,013 \Delta\Delta P_t^M - 0,67 D_{771} - 1,31 D_{823} \\ & (-1,30) \quad (-2,41) \quad (-4,33) \\ & - 0,65 D_{852} - 0,51 ECM_{Wt-1} + \varepsilon_{\Delta\Delta W} \\ & (-2,56) \quad (-7,71) \end{aligned}$$

Diagnostic statistique

$LM(4) = 3,89 \quad White(7,94) = 1,73$

[p > 0,42] [p > 0,11]

$ARCH(4) = 6,11 \quad Ljung\ Box(26,0) = 20,59$

[p > 0,19] [p > 0,76]

$Reset(1,932) = 0,52 \quad Bera\ Jarque(2) = 3,36$

[p > 0,47] [p > 0,18]

$R^2 = 0,62 \quad \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} = 5,61 \quad \hat{\sigma} = 0,24$

Tableau 6 : matrice de corrélation des résidus

	$\varepsilon_{\Delta\Delta W}$	$\varepsilon_{\Delta\Delta P^{VA}}$	$\varepsilon_{\Delta\Delta P^C}$
$\varepsilon_{\Delta\Delta W}$	1,00	0,042	0,28
$\varepsilon_{\Delta\Delta P^{VA}}$		1,00	0,47
$\varepsilon_{\Delta\Delta P^C}$			1,00

Le terme contemporain, différence seconde du prix de consommation ($\Delta\Delta P_{(t)}^C$) est significatif. Cette introduction simplifie l'écriture et l'interprétation de la dynamique du taux de croissance des salaires nominaux en éliminant, en outre, les erreurs d'équilibre $ECM_{P_{va}}$ et ECM_{P_c} qui n'apparaissent plus significatives. Les tensions sur les marchés du travail et des biens et services sont également exclues de la dynamique de cette équation.

L'équation de salaire, estimée en différence seconde, peut être reformulée sous la forme d'une équation de Phillips traditionnelle :

$$\begin{aligned} \Delta W_t = & 1,47 + 0,49\Delta W_{t-1} + 0,17\Delta P_t^C + 0,24\Delta P_{t-1}^C \\ & - 0,013\Delta\Delta P_t^M - 0,40\log(U_{t-1}) - 0,67D_{771} \\ & - 1,31D_{823} - 0,65D_{852} + \varepsilon_{\Delta W} \end{aligned}$$

Cette formulation, et notamment la structure des retards, présente des similitudes avec celle retenue généralement dans les modèles macro-économiques français (Économie et Prévision, 1999).

Équation de Prix de la valeur ajoutée

$$\begin{aligned} \Delta\Delta P_t^{VA} = & -0,02 + 0,87\Delta\Delta P_t^C + 0,12\Delta\Delta P_{t-1}^{VA} \\ & + 0,10\Delta\Delta P_{t-3}^{VA} - 0,13\Delta\Delta P_t^M + 0,05\Delta\Delta P_{t-1}^M \\ & + 0,06\Delta\Delta P_{t-2}^M + 0,03\Delta\Delta P_{t-3}^M + 0,03\Delta\Delta P_{t-4}^M \\ & - 0,39ECM_P^{VA}{}_{t-1} + 1,07ECM_P^C{}_{t-1} + \varepsilon_{\Delta\Delta P^{va}} \end{aligned}$$

Diagnostic statistique

$$\begin{aligned} LM(4) = & 6,07 & White(10,94) = & 0,19 \\ & [p > 0,19] & & [p > 0,99] \\ ARCH(4) = & 0,85 & Ljung Box (26,0) = & 21,15 \\ & [p > 0,93] & & [p > 0,73] \\ Reset (2,91) = & 0,108 & Bera Jarque (2) = & 7,67 \\ & [p > 0,89] & & [p > 0,02] \\ R^2 = & 0,73 & \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} = & 15,90 & \hat{\sigma} = & 0,41 \end{aligned}$$

Dans cette équation, nous avons introduit la différence seconde du prix à la consommation comme terme contemporain. Deux termes à corrections d'erreurs sont significatifs : ECM_P^{VA} et ECM_P^C . Si le premier terme a une interprétation structurelle claire, le deuxième terme implique qu'un déséquilibre du taux de croissance des prix de consommation se répercute sur le taux de croissance des prix de la valeur ajoutée. Le paramètre estimé étant positif, cela signifie qu'un taux de croissance des prix de consommation supérieur à sa tendance au trimestre ($t-1$) augmente au trimestre suivant le taux

de croissance du prix de la valeur ajoutée. On peut avancer que ce mécanisme reflète l'ajustement vers un niveau de marge commerciale normal.

Équation de prix de consommation

$$\begin{aligned} \Delta\Delta P_t^C = & -0,001 + 0,49\Delta\Delta P_t^{VA} + 0,08\Delta\Delta P_{t-2}^{VA} \\ & - 0,29\Delta\Delta P_{t-1}^C - 0,34\Delta\Delta P_{t-2}^C - 0,24\Delta\Delta P_{t-3}^C \\ & + 0,12\Delta\Delta P_t^M - 0,58D_{771} - 1,09D_{823} \\ & - 0,70ECM_P^C{}_{t-1} + \varepsilon_{\Delta\Delta W} \end{aligned}$$

À l'instar de l'équation de salaire, l'introduction dans cette équation d'un terme contemporain ($\Delta\Delta P^{VA}$) permet de simplifier la dynamique en éliminant des variables difficilement interprétables d'un point de vue économique comme le salaire nominal par tête ou un terme d'erreurs (ECM_P^C et ECM_P^{VA}).

Diagnostic statistique

$$\begin{aligned} LM(4) = & 5,43 & White(9,95) = & 0,502 \\ & [p > 0,24] & & [p > 0,87] \\ ARCH(4) = & 1,54 & Ljung Box (26,0) = & 29,14 \\ & [p > 0,82] & & [p > 0,31] \\ Reset (2,93) = & 0,88 & Bera Jarque (2) = & 16,44 \\ & [p > 0,42] & & [p > 0,001] \\ R^2 = & 0,81 & \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} = & 15,53 & \hat{\sigma} = & 0,26 \end{aligned}$$

D'après le test LR⁽²⁸⁾ on accepte jusqu'à 60 % les restrictions que nous avons imposées sur le modèle estimé à l'aide de variables instrumentales par rapport au modèle non contraint. Notons que la valeur de certains termes de rappel est sensiblement modifiée, ce qui s'explique peut-être par la présence de multicollinéarités dans le modèle non contraint.

La dynamique des différentes équations présentées ci-dessus paraît avoir de bonnes propriétés statistiques. Ainsi, les tests LM et Ljung Box conduisent tous les trois au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus des équations dynamiques. Par ailleurs, ces résidus sont homoscedastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de ces équations dynamiques est validée par le test Reset. En revanche, selon le test de Bera Jarque, si les résidus de l'équation de salaire semblent bien suivre une loi normale, cette hypothèse n'est acceptée qu'au seuil de 3 % pour l'équation de prix de la valeur ajoutée et semble devoir être rejetée pour l'équation de prix de consommation alors que cette hypothèse avait été retenue lors de l'estimation du VAR non contraint.

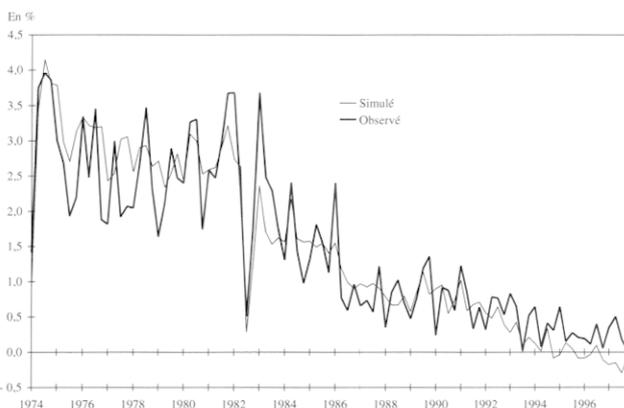
Nous procédons enfin à une simulation dynamique du système sur l'ensemble de la période. Les graphiques 1 à 3 rendent compte de cet exercice. À la lecture de ceux-ci, même si l'on peut noter une sous-estimation en fin de période, aucun dérapage durable n'est cependant notable. L'estimation de notre système nous paraît, par conséquent, assez robuste.

Graphiques : simulations dynamiques du système d'équations

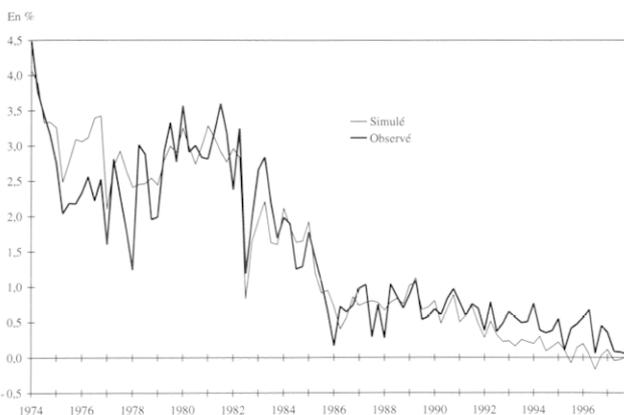
Graphique 1 : évolution du taux de croissance du salaire nominal par tête



Graphique 2 : évolution du taux de croissance du prix de la valeur ajoutée



Graphique 3 : évolution du taux de croissance du prix de la consommation



Propriétés économiques du système estimé

Pour analyser les propriétés économiques du système estimé, nous considérons deux dimensions : le calcul du NAIRU implicite au système, et la réaction de la boucle prix-salaire à des chocs sur les exogènes.

Malgré une indexation partielle dans la boucle prix-salaire, le système estimé permet d'évaluer le taux de chômage d'équilibre pour un niveau d'inflation (du prix de la valeur ajoutée et des importations) donné. Reprenant les résultats de nos estimations, ce taux de chômage d'équilibre s'établit, une fois le système résolu, de la façon suivante :

$$U^* = \exp(-0,44 \Delta P^{VA} + 0,198 \Delta P^M - 0,676 \log(100 - TU_K) + 3,787)$$

Le taux de chômage d'équilibre s'établit aux environs de 7,7 % pour l'ensemble de la période retenue (1972-1997), en utilisant les valeurs moyennes⁽²⁹⁾ de l'inflation et du taux d'utilisation (cf tableau 6). Selon les paramètres estimés, une augmentation annuelle de 1 point d'inflation aurait pour conséquence de diminuer de 0,5 point le taux de chômage d'équilibre. Si l'on considère maintenant la période récente (1990-1997) où le taux d'inflation est plus bas, le niveau du taux de chômage d'équilibre s'élève à 9,1 %.

Ces évaluations sont bien entendu très sensibles au niveau des paramètres estimés, et notamment à l'élasticité du prix de la valeur ajoutée par rapport au taux d'utilisation des équipements (γ_4). Ainsi, une diminution de 1 point annuel de ce taux diminue le taux de chômage d'équilibre de 0,2 point.

Tableau 7 : évaluation du taux de chômage d'équilibre

	1972:1 - 1997:4	1990:1 - 1997:4
ΔP^{VA}	1,6	0,5
ΔP^M	1,4	0,02
TU^K	93	92,5
NAIRU	7,7 %	9,1 %

Pour compléter l'analyse, nous avons réalisé trois variantes sur le modèle formé par les trois équations, correspondant à des chocs permanents sur les variables exogènes. L'exercice mené ici diffère de l'analyse des réponses aux chocs généralement utilisée dans la méthodologie VAR structurel. C'est toutefois le mode de validation habituel des modèles macroéconomiques à équations simultanées

auxquels s'apparente le système estimé. En toute rigueur, les résultats de cet exercice ne sont valides que si les variables exogènes sont en fait super-exogènes, *i.e.* si les paramètres du modèle estimé sont invariants à une modification de la distribution statistique des variables exogènes. La mise en œuvre de tests de super-exogénéité (Engle et Hendry, 1993) dépasse cependant le cadre de cet article.

La première variante mesure l'impact d'une baisse d'un point du taux de chômage, la deuxième rend compte de l'impact d'une hausse d'un point du taux d'utilisation alors que la dernière mesure l'incidence d'un point du taux de croissance des prix des importations sur les trois variables endogènes.

Concernant les deux premières variantes et eu égard au caractère non linéaire de l'effet du taux de chômage et du taux d'utilisation sur la croissance des salaires et des prix, deux cas de figure doivent être analysés : l'impact d'un choc dans le cas d'un bas taux de chômage et taux d'utilisation (cas n° 1) et dans celui d'un niveau élevé (cas n° 2)⁽³⁰⁾.

Ces variantes illustrent le résultat que la baisse du taux de chômage a un impact inflationniste plus important en période de tension sur le marché du travail. À long terme, le taux de croissance des salaires progresse de 2,6 % environ par an dans le cas n° 1 contre 0,8 % dans le cas n° 2. Finalement, le pouvoir d'achat des ménages s'accroît à un rythme de 0,5 % par an en période de tension sur le marché du travail contre 0,15 % dans le second cas de figure. Ce résultat indique une forte convexité de la courbe de Phillips et est à rapprocher des résultats obtenus sur données américaines (Stiglitz, 1999).

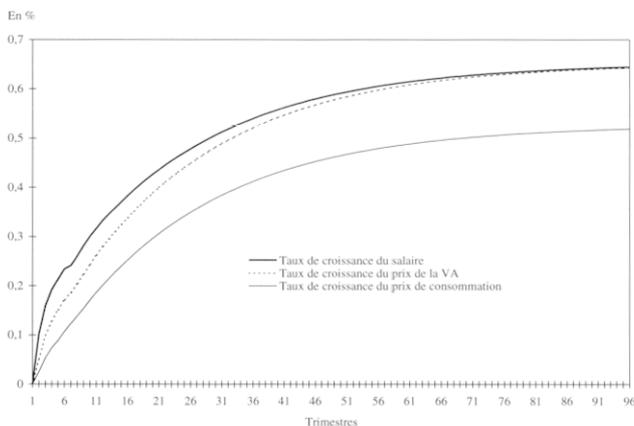
Il faut également noter que si l'effet à court terme est relativement marqué, puisque l'impact à court terme atteint 50 % de l'impact de long terme dès la troisième année, l'ajustement à son niveau de long terme apparaît quant à lui très long. Nous retrouvons cette caractéristique dans la plupart des grands modèles macroéconomiques français.

À l'instar des variantes sur le taux de chômage, celles sur le taux d'utilisation indiquent également un impact inflationniste plus important en période de

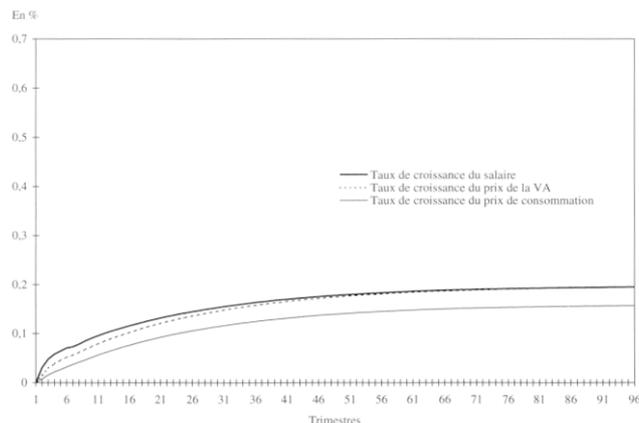
Graphiques : variantes sur le système dynamique

Impact d'une baisse d'1 point du taux de chômage

Graphique 4 : Cas n° 1

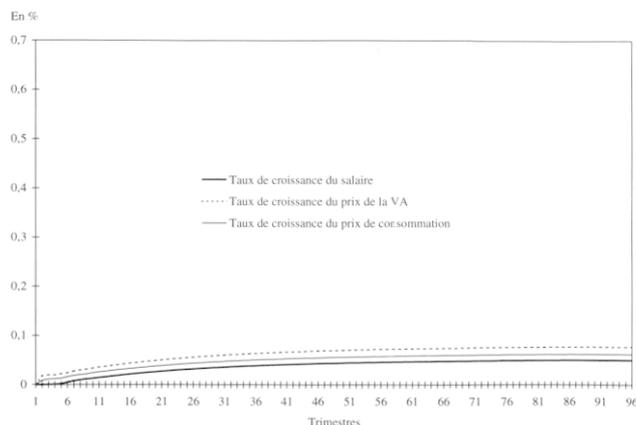


Graphique 5 : Cas n° 2

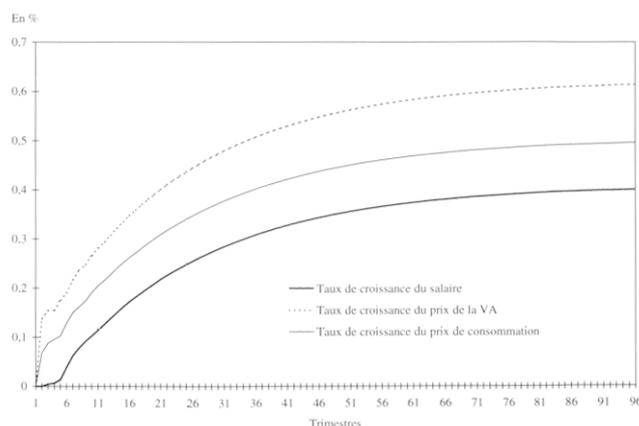


Impact d'une hausse d'1 point du taux d'utilisation

Graphique 6 : Cas n° 1

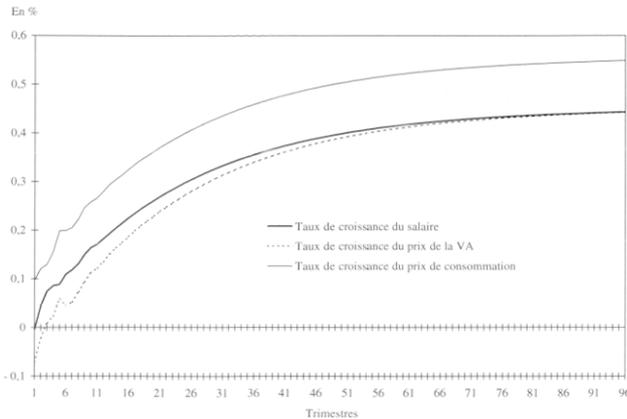


Graphique 7 : Cas n° 2



tension sur le marché des biens et services. A long terme, le taux de croissance des prix à la consommation progresse de 2 % environ par an dans le cas n° 1 contre 0,25 % dans le cas n° 2. Finalement, les ménages voient leur pouvoir d'achat diminuer à un rythme de 0,4 % par an en période de tension sur le marché des biens et services contre 0,05 % dans le second cas de figure.

Graphique 8 : impact d'une hausse de 1 point du taux de croissance du prix des importations



Une hausse des prix des importations de 1 point a un impact positif plus fort sur le taux de croissance des prix de consommation (2,2 %) que sur celui des salaires (1,8 %). Par conséquent, à terme, le pouvoir d'achat des ménages baisse environ de 0,4 % suite à ce choc.

Conclusion

Ce travail a été mené dans l'optique d'évaluer la boucle prix-salaire à l'aide des techniques multivariées de la cointégration, en prenant en compte les rigidités nominales. Les résultats obtenus ne présentent pas d'originalité particulière sur le plan macro-économique. La première relation de cointégration, identifiée comme relation de salaire de long terme, a la forme d'une courbe de Phillips augmentée. L'indexation des salaires aux prix de la consommation apparaît infra-unitaire. La seconde relation d'équilibre s'interprète comme une relation de fixation des prix de la valeur ajoutée en fonction des coûts salariaux et des tensions sur le marché des biens et services. Le taux d'utilisation du capital permet de prendre en compte des rendements du travail d'autant plus décroissants que l'on se rapproche des pleines capacités. Les variations du prix de consommation peuvent enfin être convenablement représentées par une combinaison linéaire unitaire des taux de croissance des prix des importations et de la valeur ajoutée. Le nombre de variables incluses dans l'analyse reste évidemment

très limité. La productivité devrait être intégrée explicitement.

Les résultats présentés, validés par différents tests de spécification, ont pour intérêt principal de montrer que la courbe de Phillips traditionnelle utilisée par les praticiens peut être interprétée comme une relation de cointégration valide. La spécification utilisée présente l'avantage, relativement aux estimations « en niveau » usuellement développées, de permettre une modélisation de la dynamique des prix.

La propriété de sous-indexation que présente notre estimation pose toutefois un problème d'ordre théorique, puisqu'il suggère que l'illusion monétaire persiste à long terme. Ce résultat pourrait s'expliquer par des ruptures éventuelles ou des non-linéarités que nous n'avons pas testées. Il contraste fortement avec les hypothèses retenues pour estimer un système WS-PS qui impose l'absence de rigidité nominale y compris à court terme. Une modélisation tenant compte de la non-stationarité des variables, des rigidités nominales de court terme et de l'absence d'illusion monétaire à long terme reste encore à faire sur données françaises.

Une limite du système estimé dans cet article est en effet son caractère restrictif sur le plan économétrique : les variables nominales sont toutes exprimées en taux de croissance et il n'est pas possible de tester la courbe de Phillips contre une représentation en niveau. Une voie possible pour estimer un système plus général et mener un tel test, serait d'appliquer la méthode de l'analyse des variables $I(2)$ développée par Johansen (1995b) et Jorgensen *et alii* (1999).

Notes

- (1) Par exemple Hall (1986,1989), Darby et Wren-Lewis (1991) pour le Royaume-Uni, et Bonnet et Mahfouz (1996), L'Horty et Sobczak (1997), Cotis, Méary et Sobczak (1998) et L'Horty et Rault (1999) pour la France.
- (2) Pour une justification micro-économique voir Blanchard et Katz (1999).
- (3) Les notations, usuelles, sont explicitées en annexe 1, x représentant diverses variables de pression salariale : le SMIC, le taux de cotisation salariés ou d'autres composantes du « coin salarial ».
- (4) On pourrait également lui associer une équation de prix en niveau : voir la note 5.
- (5) Il faudrait en fait considérer également le troisième système, majoritaire dans les modèles de l'économie française, formé par la courbe de Phillips augmentée et une relation de prix en niveau. Ses implications pour le NAIRU sont voisines de celle du système en différence. Nous ne le détaillons pas car la modélisation VECM qui suit se prête peu à l'introduction d'un ordre de différenciation hétérogène entre prix et salaire.
- (6) Voir Bonnet et Mahfouz (1996), Le Bihan et Sterdyniak (1998) pour des discussions plus détaillées.
- (7) La présence d'une tendance dans l'équation de prix peut compenser cette dérive, mais la stabilité ainsi obtenue n'est pas robuste à une rupture éventuelle du rythme de croissance de la productivité.
- (8) La part des salaires est stable à long terme dans le schéma où les entreprises ont un objectif de taux de marge et les salaires sont déterminés par la courbe de Phillips.
- (9) Voir par exemple Banerjee et alii (1993), ou Harris (1995), pour une présentation des problématiques et méthodes de la cointégration.
- (10) La relation (1) apparaît ainsi comme une relation de court terme mal spécifiée car omettant un terme de part salariale dans la valeur ajoutée ($w - p - \pi$).
- (11) Voir par exemple Chiarini et Piselli (1993), Clements et Mizon (1991), Collard et Hénin (1993), Hall (1986), Hall (1989), Hecq et Mahy (1996), Mizon (1995), Nymoen (1989), Sideris (1996).
- (12) Voir Bonnet et Mahfouz (1996), Cotis, Méary et Sobczak (1996), L'Horty et Sobczak (1997)
- (13) Nous aurions pu en outre considérer des tests d'intégration avec rupture de tendance ou de constante. Ils amèneraient sans doute à des conclusions différentes mais pas forcément plus robustes.
- (14) Notons, en anticipant sur la section suivante, que comme $w-p$ est $I(1)$, $\Delta w - \Delta p$ est $I(0)$, et donc qu'une relation entre croissance des prix, des salaires et taux de chômage ne peut être co-intégrante que s'il n'y a pas indexation unitaire.
- (15) Ce dernier applique la méthode de Johansen aux séries originelles de Phillips (1958), relatives au Royaume-Uni sur la période 1860-1913. Analysant le VECM ($w - p, \Delta p, \pi, U$), l'auteur retient deux relations de cointégration dont la première relie le taux d'inflation au taux de chômage : $U_t = -0,554 \Delta p_t + \lambda t$. Cette équation peut s'interpréter comme la forme de long terme d'une courbe de Phillips augmentée avec une forte illusion nominale.
- (17) Utiliser le logarithme du taux de chômage permet de rendre compte d'un effet non linéaire de cette tension sur la croissance des salaires. L'hypothèse d'une telle non-linéarité est avancée dès Phillips (1958) et reprise par de nombreux travaux : par exemple, dans un schéma WS-PS, Blanchflower et Oswald (1994).
- (18) Les taux d'utilisation du capital sont calculés à partir de l'enquête trimestrielle de l'Insee auprès des entreprises. Celle-ci inclut des questions concernant l'augmentation possible de la production avec embauche (m_a) ou sans embauche supplémentaire (m_s). On en déduit les taux d'utilisation, avec ou sans embauche, correspondant à ces marges de production (TU_a, TU_s). Les marges de production avec embauche (c'est-à-dire l'accroissement de production possible avec les équipements existants, mais en embauchant éventuellement du personnel supplémentaire) sont toujours supérieures aux marges sans embauche. L'écart entre ces deux mesures représente les capacités de production inutilisées par l'entreprise (autrement dit, le *capital hoarding*). C'est pourquoi, suivant Taddei, Cueva, Timbeau (1992), nous évaluons le taux d'utilisation du capital comme étant le rapport entre les taux d'utilisation avec et sans embauche ($TU_K = TU_a / TU_s$).
- (19) Notons que dans leurs travaux consacrés à l'estimation d'une relation de salaires, Clements et Mizon (1991) et Mizon (1995) ont adopté une démarche proche de celle-ci.
- (20) Le logiciel utilisé est *CATS in RATS* dans la première étape, puis *RATS* dans la suite.
- (21) Nous adoptons une démarche analogue à celle de Johansen et Juselius (1992) qui, sur données britanniques, conditionnent un VECM sur les prix et taux d'intérêt au prix du pétrole.
- (22) Les écarts-types des paramètres estimés figurent entre parenthèses.
- (23) Économie et Prévision (1998).
- (24) Par ailleurs, l'apparition d'un arbitrage inflation/chômage dans les périodes de basse inflation est analysée dans Bonnet (1997).
- (25) Ces restrictions d'exclusion, s'ajoutant à celles évoquées précédemment, sont acceptées par le test LR. Le test donne une valeur du $\chi^2(6)$ égale à 9,01, ce qui correspond à un seuil critique de 17 %.
- (26) Dans tout le document, le nombre de degrés de liberté des tests de spécification est indiqué entre parenthèses ; la statistique suit une loi du Chi-deux si un seul degré de liberté est affiché, une loi de Fisher si deux degrés sont rapportés.
- (27) Les instruments retenus sont les variables exogènes et le passé des variables endogènes.
- (28) La statistique du test du rapport de vraisemblance est égale à 89,83, correspondant pour une loi du $\chi^2(94)$ à un seuil critique de 60 %.
- (29) La référence à un taux d'inflation moyen est ici discutable sur le plan statistique puisque l'on a retenu l'hypothèse que le taux d'inflation suivait un processus non-stationnaire.
- (30) Le taux de chômage dans le compte central admet respectivement une valeur de 4 % et 12 % dans le cas n° 1 et dans le cas n° 2. De son côté, le taux d'utilisation dans le compte central admet respectivement une valeur de 80 % et 97% dans le cas n° 1 et dans le cas n° 2.

Bibliographie

- Banerjee A., Dolado J., Galbraith J.W., et Hendry D.F. (1993).** *Cointegration, Error-Correction and the Econometric Analysis of non-stationary data*, Oxford University Press, Oxford.
- Blanchard O.J. et Katz L. (1999).** « Wage Dynamics : Reconciling Theory and Evidence », *American Economic Review*, vol. 89, n°2, pp. 69-74.
- Blanchflower O.J. et Oswald A.J. (1994).** *The wage curve*, MIT Press.
- Bonnet X. (1997).** « Peut-on mettre en évidence des rigidités à la baisse de salaires nominaux? », *Document de Travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, G 9715, Insee.
- Bonnet X. et Mahfouz S. (1996).** « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the Nairu : the Case of France », *Document de Travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, G 9611, Insee.
- Cahuc P. (1993).** « Les fondements théoriques », in *La persistance du chômage*, Economica P.-Y. Hénin éd., pp. 1-48.
- Cepii-OFCE (1996).** « La nouvelle version de Mimosa, modèle de l'économie mondiale », *Revue de l'OFCE*, n°58, juillet, pp. 103-105.
- Chauvin V., Heyer E., et Timbeau X. (1999).** « Mosaïque révélé », *Revue de l'OFCE*, n°70, juillet, pp. 192-236.
- Chiarini B. et Piselli P. (1993).** « Wage Setting, Wage Curve and Phillips Curve : the Italian Evidence », *Working Paper Robert Schuman Center*, n° 97/45, European University Institute.
- Clements M.P. et Mizon G.E. (1991).** « Empirical Analysis of Macroeconomics Time Series. VAR and Structural Models », *European Economic Review*, n° 35, pp. 887-932.
- Collard F. et Hénin P.-Y. (1993).** « Au-delà de la courbe de Phillips », in *La persistance du chômage*, Economica P.-Y. Hénin éd., pp. 159-181.
- Cotis J-Ph. et Loufir R. (1990).** « Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sociales sur le coût du travail », *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp. 99-110.
- Cotis J.-Ph., Méary R. et Sobczak N. (1998).** « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Revue Economique*, vol. 49, n° 9, pp. 921-935.
- Davidson R. et Mac Kinnon J. (1993).** *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Darby J. et Wren-Lewis S. (1993).** « Is there a Cointegrating Vector for UK Wages? », *Journal of Economic Studies*, vol 20, n°1/2, pp. 87-115.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1976).** « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Economie et Prévision (1998).** « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Economie et Prévision*, n° 134.
- Engle R.F. et Hendry D.F. (1993).** « Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models » *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 119-139.
- Evans G. (1989).** « Output and Unemployment Dynamics in the United States : 1950-1985 », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 4, n°3, pp. 213-237.
- Fitoussi J.P. et Phelps E. (1988).** *The Slump in Europe : Reconstructing Open Macroeconomic Theory*, Blackwell.
- Hall S.G. (1986).** « An Application of the Granger & Engle Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* n°48, 3, pp. 229-239.
- Hall S.G. (1989).** « Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors : an Example of the Johansen Procedure », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* n° 51, 2, pp. 213-218.
- Hansen H. et Juselius K. (1995).** *Cats in RATS. Cointegration Analysis of Time Series*, Estima.
- Harris R. (1995).** *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall.
- Hecq A. et Mahy B. (1996).** « Testing for long run relationship in OECD countries », *mimeo 50th annual conference, AEA*.
- Hénin P.-Y. et Jobert T. (1993).** « Caractérisation et mesure », in *La persistance du chômage*, Hénin P.-Y. éd., Economica.
- Jackman R. et Leroy C. (1995).** « Estimating the Nairu, the Case of France », *mimeo XLIV^e Congrès annuel, AFSE*.
- Johansen S. (1995a).** *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press.
- Johansen S. (1995b).** « A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables », *Econometric Theory*, vol. 11, pp. 25-59.
- Johansen S. et Juselius K. (1992).** « Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK » *Journal of Econometrics*, vol. 53, pp. 211-244.
- Johansen S. et Juselius K. (1994).** « Identification of the Long Run and Short Run Structure : an Application to the IS-LM Model » *Journal of Econometrics*, vol. 63, pp. 7-36.
- Jorgensen C., Kongsted H.C., et Rahbek A. (1999).** « Trend Stationarity in the I(2) Cointegration Model », *Journal of Econometrics*, vol. 90, pp. 265-289.
- Juselius K. (1992).** « Domestic And Foreign Effects on Prices in an Open Economy : the Case of Denmark », *Journal of Policy Modelling*, n° 14, 4, pp. 401-428.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. et Shin Y. (1992).** « Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root », *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Le Bihan H. et Sterdyniak H. (1998).** « Courbe de Phillips et modèle WS-PS, quelques remarques », *Revue Economique*, vol. 49, n° 9, pp. 937-948.
- L'Horty Y. et Rault C. (1999).** « Les causes du chômage en France : une ré-estimation du modèle WS-PS », *Document de travail*, n° 99-01, Cserc.
- L'Horty Y. et Thibault F. (1997).** « Le Nairu en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips », *Economie et Prévision*, n° 127, pp. 83-99.

L'Horty Y. et Sobczak N. (1997). « Les déterminants du chômage d'équilibre : estimation d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles françaises », *Économie et Prévision*, n° 127, pp. 101-116.

Loufir R. et Malgrange P. (1997). « Une étude comparative des comportements salariaux en Allemagne, en France et aux Pays-Bas », *Economie et Prévision*, n°128, pp. 115-129.

Maurice J. et Taddéi D. (1997). « Chômage d'équilibre et capacités de production : une approche théorique de moyenne-longue période », *Document de travail*, n° 97-10, Ceras.

Monfort A. et Rabemananjara R. (1990). « From a VAR Model to a Structural Model, with an Application to the Wage-Price Spiral », *Journal of Applied Econometrics*, vol.5, pp. 203-227.

Mizon E.G. (1995). « Progressive Modelling of Macroeconomic Time Series : the LSE Methodology », *Working Paper ECO*, n° 95/10, European University Institute.

Nymoer R. (1989). « Modelling Wages in the Small Open Economy : an Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages » *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* n° 51, vol.3, pp. 239-258.

Osterwald-Lenum M. (1992). « A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-471.

Phillips A.W.H. (1958). « The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1861-1957 », *Economica*, 25, pp. 283-299.

Ralle P. et Toujas-Bernatte J. (1990). « Indexation des salaires : la rupture de 1983 », *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp.187-194.

Roberts J. et Morin N. (1999). « Is hysteresis Important for U.S. Unemployment ? », *Finance and Economics Discussion Series*, n°56, Federal Reserve Board.

Sargan J.D. (1964). « Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology » in *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Hart P.E., Mills G., Whitaker J.K. éd., Butterworths.

Shadman-Mehta F. (1996). « Does Modern Econometrics Replicate the Phillips Curve ? » *Discussion paper*, n° 9615, Ires, Louvain.

Sideris D. (1996). « The Wage-Price Spiral in Greece : an Application of the LSE Methodology of Non Stationary Variables », *Working Paper ECO*, n°96/26, European University Institute.

Stiglitz J. (1997). « Reflections on the Natural Rate Hypothesis » *Journal of Economic Perspectives*, vol.11, pp. 3-10.

Taddei D., Cueva S. et Timbeau X. (1992). « Capacité de production et équilibre statique de sous-emploi en courte-moyenne période », *Revue Économique*, vol. 43, n°1, pp. 31-54.

Dans tout ce document, nous notons U le taux de chômage, et, en logarithmes, w le salaire brut (y compris cotisations sociales salariés) nominal (par tête), p l'indice des prix (de production ou de valeur ajoutée), π la productivité. Dans tout l'article nous utilisons la productivité et les salaires par tête plutôt qu'horaires, ce qui serait économiquement pertinent, en raison de la difficulté de mesure de la durée du travail effective. Le terme x est un ensemble de variables susceptibles d'influencer les salaires : d'une part des variables d'objectif des salariés (comme le *wedge*, i.e. l'écart entre prix de la consommation et prix de valeur ajoutée), d'autre part de pouvoir de négociation des salariés, comme le taux de syndicalisation. La notation z regroupe les variables susceptibles d'influencer la formation de prix (le taux d'intérêt réel, une dérive temporelle, etc.). TU est le taux d'utilisation des capacités de production. Δ est l'opérateur différence première. Les équations incluent une constante : Δx et Δz jouent ce rôle si x et z incluent un trend déterministe.

	0	Test du λ_{\max}			
		Statistique	Valeur critique*	Statistique	Valeur critique*
0,4889	$r = 0$	65,11	34,40	144,07	76,07
0,3517	$r = 1$	42,04	28,14	78,96	53,12
0,2440	$r = 2$	27,13	22,00	36,92	34,91
0,0549	$r = 3$	5,7	15,67	9,79	19,96

	Valeur Critique	ΔW	ΔP^{VA}	ΔP^C	U	TU_K	ΔP^M	<i>Trend</i>
Exclusion	7,81	31,33	38,35	45,84	22,62	13,20	24,86	4,49
Stationnarité	9,49	19,13	21,16	22,69	9,94	24,50		
Exogénéité faible	7,81	19,00	24,78	21,06	3,20	5,38		

Annexe 3 : graphiques des séries utilisées

