

# SALAIRES NOMINAUX, TAUX DE CHÔMAGE NON INFLATIONNISTE ET FLEXIBILITÉ DES SALAIRES

David T. Coe

## TABLE DES MATIÈRES

I. Introduction . . . . .	98
II. Vue d'ensemble des résultats obtenus . . . . .	99
III. Déterminants de la progression . . . . .	101
A. La variable d'activité . . . . .	101
1. Caractère linéaire ou non linéaire de la courbe de Phillips . . . . .	102
2. Formulation dynamique du taux de chômage . . . . .	106
3. Hystérèse du taux de chômage naturel . . . . .	107
B. La variable représentant l'inflation . . . . .	110
1. Faut-il prendre pour variable dépendante le salaire réel ou le salaire nominal ? . . . . .	110
2. Inflation escomptée ou passée . . . . .	111
C. Autres variables . . . . .	115
1. La productivité du travail . . . . .	115
2. Négociation des salaires réels et « rattrapage » . . . . .	115
3. Politique des revenus et autres facteurs particuliers à certains pays . . . . .	119
D. Stabilité des équations . . . . .	119
IV. Conséquences pour l'inflation et le taux de chômage non inflationniste . . . . .	122
A. Conséquences pour l'évolution à court terme de l'inflation . . . . .	122
B. La courbe de Phillips à long terme et le taux de chômage non inflationniste . . . . .	124
V. Flexibilité des salaires réels et nominaux . . . . .	127
<i>Annexe</i> . . . . .	136
<b>Bibliographie</b> . . . . .	140

Avant son affectation à la Division de la balance des paiements, l'auteur faisait partie de la Division des questions économiques générales du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE. Il est reconnaissant à Francesco Gagliardi de l'aide que celui-ci lui a apportée en effectuant la plupart des calculs économétriques, en tant que consultant-stagiaire dans cette Division en 1983 et 1984 ; Rich Lyons et Marie-Christine Bonnefous ont aussi effectué des recherches précieuses. L'auteur a également bénéficié de nombreuses discussions utiles et instructives avec Gerald Holtham, Chef de la Division des questions économiques générales, ainsi que d'observations de David Grubb, Peter Jarrett, John Martin et Ulrich Stiehler.

## I. INTRODUCTION

Il est superflu de souligner l'importance du rôle que jouent les salaires dans l'analyse et la prévision de l'évolution macro-économique. La hausse des salaires nominaux est une composante essentielle de celle des prix, tandis que le salaire réel exerce une influence importante sur la demande de main-d'œuvre et d'autres facteurs de production. De manière plus générale, les modalités de détermination des salaires nominaux affectent, dans une large mesure, les possibilités d'arbitrage à court ou long terme entre l'inflation et l'emploi. Le marché du travail étant sensible à court terme aux mesures prises pour refuser ou accompagner l'inflation, la courbe de Phillips joue un rôle décisif dans le passage de l'économie d'un régime inflationniste à un autre qui l'est moins, ou *vice versa*. Dans la situation actuelle, caractérisée par un recul de l'inflation et la persistance d'un chômage élevé, l'évolution des salaires est un élément crucial de la réapparition éventuelle de tensions pouvant contribuer à une relance de l'inflation. La présente étude analyse les déterminants historiques des salaires nominaux dans onze pays de l'OCDE et en tire des conclusions pour l'évolution ultérieure, et par suite celle de l'inflation. Elle comporte notamment le calcul de taux de chômage compatibles avec la stabilité de l'inflation, ainsi que l'établissement de mesures particulières de la flexibilité des salaires.

Compte tenu de l'importance que présentent les salaires nominaux, les caractéristiques de leur détermination au plan macro-économique posent encore de nombreux problèmes. Pour servir de toile de fond à l'analyse, on présentera dans la section II une vue d'ensemble des estimations effectuées et de leurs résultats. Dans la section III, on examinera un certain nombre de problèmes de formulation : caractère linéaire ou non de la courbe de Phillips ; dépendance chronologique du taux de chômage naturel vis-à-vis du taux effectif ; indexation des salaires sur l'inflation et spécification des anticipations inflationnistes ; existence de « limites de vitesse » pour la croissance ; et rôle joué dans la détermination globale des salaires par la politique des revenus, la productivité du travail, les variations des termes de l'échange, la fiscalité, les profits et les écarts négatifs antérieurement observés entre les salaires réels et leur tendance. On vérifiera également dans cette section la stabilité des équations retenues, ce qui conduira à aborder la question d'éventuelles mutations structurelles, pouvant suggérer une modération des salaires à terme. Dans la section IV, on présente les conclusions résultant des équations retenues au sujet des perspectives à court terme en matière d'inflation, ainsi que des estimations

du taux de chômage compatible avec une inflation stable – le taux de chômage non inflationniste. En conclusion, on résumera dans la section V les différences entre pays, en s'appuyant sur des mesures particulières de la flexibilité des salaires, tant réels que nominaux.

## II. VUE D'ENSEMBLE DES RÉSULTATS OBTENUS

Les économistes présentent souvent la courbe de Phillips comme un processus d'ajustement dynamique des salaires nominaux à des phénomènes d'équilibre ou de déséquilibre [cf. Tobin (1982), Laidler et Parkin (1975), ainsi que Santomero et Seater (1978)]. On considère en général que l'équilibre du marché du travail s'établit lorsque le chômage se trouve à son « taux naturel » qui, selon Friedman (1968) est « le niveau qui résulterait en dernière analyse du système d'équations walrassien décrivant l'équilibre général ... ». En règle générale, le marché du travail ne se trouve pas dans cet état d'équilibre et la variation des salaires nominaux traduit cet aspect de la situation, au même titre que ceux qui tiennent à l'équilibre, tels que la croissance tendancielle de la productivité et les taux d'inflation passés ou escomptés. On admet généralement qu'à long terme le marché du travail tend, comme les autres, vers un état d'équilibre.

On ne précise pas, en général, quel mécanisme se trouve effectivement à la base de la courbe de Phillips et conduit les salaires à réagir à ces éléments d'équilibre et de déséquilibre. Les salaires nominaux peuvent être déterminés par des transactions atomisées s'effectuant sur des marchés du travail inorganisés ou dispersés, dont certains peuvent se caractériser par des conventions implicites ; ils peuvent l'être aussi dans le cadre d'une négociation plus ou moins centralisée entre les représentants des salariés, des employeurs et éventuellement des pouvoirs publics. Dans l'un et l'autre cas, l'accord conclu précise en général le salaire nominal, mais non le salaire réel, et ne fixe que très rarement le niveau de l'emploi. Les variations du chômage qui s'ensuivent ont pour effet de renforcer ou d'affaiblir la situation des employeurs et celle des travailleurs ou de leurs représentants lors des rendez-vous ultérieurs.

Une formulation générale de la courbe de Phillips, valable pour divers cadres institutionnels, fait du taux de variation des salaires ( $w$ ) une fonction de la hausse passée ou escomptée des prix à la consommation ( $pe$ ), du taux de chômage ( $U$ ) et d'un vecteur d'autres variables pertinentes ( $X$ ) :

$$w_t = a_0 + a_1.pe_t - a_2.U_t + a_3.X_t \quad [1]$$

Dans cette équation, l'élément de déséquilibre est le taux de chômage (ou, dans le cas de la Suisse, une mesure du taux de chômage), variable supplétive de l'excès de demande sur le marché du travail, l'élément d'équilibre étant représenté par le terme

Tableau 1. Formulation de base de la courbe de Phillips élargie<sup>a</sup>

	Terme constant	Taux de chômage (U)			Inflation <sup>b</sup>	Autres <sup>c</sup>	SEE	DW	$\bar{R}^2$	Période d'observation
		U	log U	1/U						
Etats-Unis	2.58 (0.21)	-0.33 (0.06)			1.01 (0.09)	0.02 (0.01)	0.24	1.74	0.90	651-831
Japon	-3.34 (0.75)			9.57 (1.23)	0.93 (0.11)		1.11	1.97	0.90	681-831
Allemagne	2.82 (0.50)		-0.96 (0.21)		0.59 (0.23)		1.07	2.02	0.59	641-831
	0.88 (0.77)		-0.68 (0.20)		0.88 (0.23)	0.68 (0.21)	0.93	2.43	0.69	641-831
France	2.36 (0.29)	-0.31 (0.08)			0.94 (0.14)	0.11 (0.04)	0.69	1.93	0.85	6411-831
Royaume-Uni	2.13 (0.59)	-0.17 (0.09)			0.99 (0.11)		1.46	1.72	0.77	651-831
Italie	5.84 (1.14)	-0.65 (0.23)			0.96 (0.14)		1.99	2.10	0.72	6211-831
Canada	5.29 (0.80)	-0.57 (0.10)			0.92 (0.10)		0.95	2.10	0.77	611-831
Australie	4.78 (1.76)	-0.48 (0.25)			0.66 (0.43)		2.46	1.88	0.44	6911-831
Autriche	2.52 (1.21)		-2.27 (0.64)		0.97 (0.33)		1.13	1.95	0.67	7011-831
Pays-Bas	4.92 (1.15)		-2.24 (0.40)		0.94 (0.27)		1.17	2.03	0.63	691-8211
Suisse <sup>d</sup>	-33.07 (11.64)	0.34 (0.12)			0.99 (0.14)	-0.49 (0.15)	0.99	2.05	0.66	6511-831
	-29.10 (10.88)	0.30 (0.11)			1.04 (0.14)	0.23 -0.51 (0.09) (0.14)	0.92	2.17	0.71	6511-831

100

méthode des doubles moindres carrés à partir de données semestrielles désaisonnalisées. Les pourcentages de variation portent sur des semestres. L'erreur-type de l'estimation (SEE), les résultats du test de Durbin et Watson (DW) et la proportion corrigée de variation expliquée ( $\bar{R}^2$ ) sont estimés à partir des valeurs effectives des variables indépendantes.  $\bar{R}^2$  est calculé à partir de la somme des carrés des erreurs. L'erreur-type figure entre parenthèses au-dessous des coefficients estimés. Sauf pour les Pays-Bas, toutes les équations renferment des variables muettes, qui sont présentées au tableau 7.

- b) Définie par le taux d'inflation (hausse de l'indice implicite des prix de la consommation privée) de la période en cours pour le Japon et l'Italie, par une moyenne mobile sur deux semestres pour l'Allemagne, la France, l'Autriche, les Pays-Bas et la Suisse, une moyenne mobile sur trois semestres pour le Royaume-Uni et le Canada et deux moyennes mobiles distinctes, sur deux et huit semestres [dont les coefficients s'établissent respectivement à 0.26 (erreur-type de 0.08) et à 0.75 (0.15)] en ce qui concerne les Etats-Unis.
- c) Les équations pour les Etats-Unis et la France prennent en compte la croissance du salaire minimum. La seconde équation pour l'Allemagne comporte une moyenne mobile sur deux trimestres du taux de croissance de la productivité. Les deux équations pour la Suisse comportent la différence entre la hausse de l'indice implicite des prix de la consommation privée et celle de l'indice implicite des prix du PIB; la seconde équation pour la Suisse prend aussi en compte la croissance de la productivité.
- d) Comme indiqué dans le texte, la variable d'activité pour la Suisse est une mesure du taux d'emploi défini comme l'emploi total divisé par une moyenne mobile sur deux périodes décalées de la population active, multiplié par 100.

constant – qui peut en partie reprendre la croissance tendancielle de la productivité – ainsi que par l'inflation. Les variables pertinentes figurant en X peuvent provenir de diverses théories de la détermination des salaires ou représenter des facteurs qui influencent la hausse des salaires nominaux dans tel ou tel pays.

On trouvera au tableau 1 des estimations relatives à cette équation de base ou à des versions non linéaires qui en dérivent'. La variable dépendante est la progression d'une mesure à définition relativement large des salaires et traitements par salarié (une annexe renseigne sur les définitions et les sources des données utilisées). La forme particulière donnée aux variables représentant l'activité économique et l'inflation anticipe sur les résultats examinés dans la suite de notre étude. Sauf en ce qui concerne l'Australie, l'équation de base donne de bons résultats si l'on en juge par les critères classiques, les coefficients estimés étant bien déterminés, présentant des signes corrects et expliquant une grande partie de la variance que comporte la hausse des salaires. Les calculs portent sur des observations semestrielles, allant en général du milieu des années 60 au début des années 80. Salaires et prix étant simultanément déterminés, on a eu recours dans tous les cas à la méthode des doubles moindres carrés, les instruments en étant le taux d'inflation retardé, la progression courante et retardée de la masse monétaire et d'autres variables indépendantes exogènes.

Parmi les critères de sélection des équations retenues, le plus important est qu'elles comprennent explicitement une variable représentant l'activité et une autre représentant l'inflation et soient conformes, dans la mesure du possible, aux caractéristiques institutionnelles que l'on sait être celles du pays en cause. Dans le cas de la plupart des hypothèses examinées, la théorie ne fournit guère d'indications *a priori*, si ce n'est au sujet du sens où devrait s'exercer la causalité. Un critère supplémentaire important est dès lors représenté par la conformité aux observations, que font ressortir les tests de signification statistique habituels. Lorsque les observations ne permettent ni d'accepter ni de rejeter de manière évidente une hypothèse, on s'en tiendra au critère d'Occam, en acceptant l'hypothèse la plus simple et la plus évidente. Vu le nombre de formulations possibles et le fait qu'elles ne sont ni indépendantes les unes des autres, ni susceptibles de s'exclure mutuellement, on ne saurait aborder ces tests à partir d'un emboîtement d'hypothèses, allant des plus générales aux plus particulières.

### III. DÉTERMINANTS DE LA PROGRESSION

#### A. La variable d'activité

Pour la plupart des pays, le taux de chômage peut sans doute être considéré comme une mesure supplétive appropriée de la demande excédentaire sur le marché

du travail<sup>2</sup>. La Suisse représente un cas inhabituel à cet égard, du fait qu'une grande partie des flux d'emploi positifs ou négatifs y franchissent la frontière nationale. Autrement dit, les variations de la population active, dues aux fluctuations de l'immigration nette, tendent à refléter l'évolution de l'emploi, de sorte que le taux de chômage est relativement constant, à un niveau très bas. Pour cette raison, la variable d'activité utilisée dans les équations de salaires de la Suisse est représentée par le rapport de l'emploi total à une moyenne mobile sur deux périodes décalée de la population active, multiplié par 100<sup>3</sup>. Le coefficient **estimé** correspondant à cette mesure du taux d'emploi, affecté du signe opposé, est directement analogue aux coefficients **estimés** du taux de chômage figurant dans les autres équations du tableau 1.

### 1. Caractère linéaire ou non linéaire de la courbe de Phillips

La demande de main-d'œuvre est par définition la somme de l'emploi et des vacances d'emploi, l'offre étant la somme de l'emploi et du chômage. On mesure donc l'importance relative de la demande excédentaire en déduisant le taux de chômage du taux des vacances d'emploi. Si des statistiques ayant trait à cette dernière variable n'existent que dans de rares pays, il a été démontré qu'elle se trouve dans un rapport hyperbolique avec le taux de chômage, de sorte qu'on peut en faire une fonction de l'inverse de ce dernier, sous la forme  $V = a_2/U$  ( $V$  étant le taux des vacances d'emploi) [cf. Santomero et Seater (1978), pp. 505-6].

Cette interprétation conduirait à modifier le terme de l'équation [1] qui représente l'activité économique ( $-a_2 \cdot U$ ) de manière à y faire figurer tant le niveau que l'inverse du taux de chômage ( $-a_2 \cdot U + a_2/U$ ). Pour ce qui est de l'allure de la courbe de Phillips, l'inverse l'emporterait lorsque le taux de chômage est faible ( $w$  tendant vers l'infini lorsque  $U$  tend vers zéro), tandis que pour un taux élevé, c'est le niveau qui prédominerait (la pente de la courbe tendant vers  $-a_2$  lorsque  $U$  devient important). Cependant, les résultats des estimations effectuées ne confortent pas cette formulation combinée.

Jusqu'aux années 80, la plupart des estimations empiriques portant sur la courbe de Phillips ne tenaient compte que de l'inverse du taux de chômage, ce qui conduisait à attribuer à ce dernier des rendements décroissants en tant qu'instrument de la politique anti-inflationniste. Dans le tour d'horizon qu'ils consacraient en 1978 aux études empiriques effectuées, Santomero et Seater signalaient (p. 506) que « la majeure partie des observations corrobore l'existence d'une relation non linéaire significative entre la hausse des salaires et le taux de chômage ». Mais ces données provenaient d'une période où le taux de chômage était relativement stable, de sorte qu'il n'y avait guère de différence entre l'évolution de son niveau et celle de son inverse. Depuis 1980, toutefois, le taux de chômage a atteint dans bien des pays son niveau le plus élevé de l'après-guerre, tandis que

Tableau 2. Conséquences de diverses hypothèses de linéarité

U	Relation linéaire	Relation non-linéaire	
	w = -0.5U + ... dw/dU = -0.5 dw/dU	w = -2 log U + ... dw/dU = -2/U dw/dU	w = 7/U + ... dw/dU = -7/U <sup>2</sup> dw/dU
15	-0.5	-0.13	-0.03
10	-0.5	-0.20	-0.07
7	-0.5	-0.29	-0.14
4	-0.5	<b>-0.50</b>	-0.40
2	-0.5	-1.00	-1.75
1	-0.5	-2.00	-7.00

l'inflation salariale reculait nettement. Cette évolution jette à tout le moins un doute sur l'idée *a priori* d'une courbe de Phillips non linéaire.

Lorsque le taux de chômage est élevé, ses incidences sur l'évolution des salaires ne sont nullement les mêmes selon que l'on s'intéresse à la section aplatie qui apparaît à l'extrême droite d'une courbe de Phillips non linéaire, ou à une courbe linéaire du même type. C'est ce que montre le tableau 2, où l'on a calculé la variation de l'inflation salariale correspondant à une augmentation d'un point du taux de chômage, dans l'hypothèse de coefficients moyens (tableau 3) et selon trois formulations possibles en ce qui concerne le caractère linéaire de la courbe : *i*) celle de l'équation [1], qui est linéaire et signifie qu'une variation donnée de U a la même incidence quel qu'en soit le niveau ; *ii*) une formulation non linéaire faisant appel à l'inverse de U ; *iii*) une formulation non linéaire intermédiaire entre *i*) et *ii*), faisant appel au logarithme du taux de chômage, ce qui implique qu'une augmentation donnée en pourcentage (et non en nombre de points) a la même incidence, quel que soit le niveau de U. Pour un taux de chômage de l'ordre de 10 pour cent, qui n'est pas rare à l'heure actuelle, la formulation par l'inverse ne fait presque pas apparaître d'atténuation de l'inflation salariale à la suite d'une hausse d'un point du taux de chômage. Cette formulation – et dans une moindre mesure la formulation logarithmique – a donc d'importantes conséquences pour l'inflation salariale lorsque le taux de chômage s'écarte des niveaux que connaissait la période d'observation.

Le tableau 3 présente des équations comparables à celles du tableau 1, mais estimées selon les autres formulations possibles du taux de chômage. Il fait également apparaître les écarts d'estimation de ces équations à partir du premier semestre de 1980, période où le taux de chômage atteignait un niveau beaucoup plus élevé qu'au cours des années antérieures. Dans le cas des États-Unis, de la France, du Canada et surtout du Royaume-Uni, la formulation linéaire l'emporte sous

Tableau 3. Courbes de Phillips linéaires et non linéaires<sup>a</sup>

	Formulation <sup>b</sup>	Coefficient estimé	Erreur type	DW	R <sup>2</sup>	Écart d'estimation (différence entre la valeur effective et la valeur prédite)								
						801	8011	811	8111	821	8211	831	Moyenne	RMÇE
États-Unis	<i>U</i>	-0.33	0.06	1.74	0.90	-0.06	0.32	0.04	-0.26	-0.15	-0.05	-0.37	-0.08	0.22
	<i>Log U</i>	-1.95	0.41	1.48	0.89	-0.04	0.32	0.04	-0.25	-0.25	-0.29	-0.48	-0.14	0.28
	<i>1/U</i>	8.28	2.12	1.22	0.86	-0.02	0.30	0.07	-0.19	-0.31	-0.49	-0.61	-0.18	0.35
Japon	<i>U</i>	-3.88	0.49	1.84	0.90	-2.05	-0.93	-0.70	-0.04	-0.03	1.72	1.37	-0.09	1.22
	<i>Log U</i>	-6.24	0.76	1.94	0.90	-1.92	-0.92	-0.77	-0.04	-0.15	1.48	1.26	-0.15	1.13
	<i>1/U</i>	9.57	1.23	1.97	0.89	-1.83	-0.95	-0.86	-0.07	-0.26	1.28	1.16	-0.22	1.07
Allemagne <sup>c</sup>	<i>U</i>	-0.28	0.08	2.44	0.68	0.06	0.41	-0.84	0.09	-1.07	0.24	0.76	-0.05	0.62
	<i>Log U</i>	-0.68	0.20	2.43	0.69	0.23	0.50	-0.83	0.01	-1.30	-0.17	0.24	-0.19	0.63
	<i>1/U</i>	0.92	0.29	1.93	0.68	0.28	0.54	-0.86	-0.18	-1.56	-0.54	-0.17	-0.35	0.75
	<i>Log(U/U*)</i>	-1.14	0.36	2.31	0.66	-0.52	0.07	-1.17	-0.52	-1.75	-0.59	-0.33	-0.69	0.88
France	<i>U</i>	-0.31	0.08	1.93	0.85	-0.10	-0.10	-0.02	0.00	0.17	-1.58	1.12	-0.08	0.74
	<i>Log U</i>	-1.12	0.40	1.71	0.82	-0.10	-0.13	-0.16	-0.32	-0.17	-1.94	0.71	-0.30	0.80
	<i>1/U</i>	1.43	1.43	1.42	0.78	0.00	-0.01	-0.27	-0.62	-0.42	-2.53	0.06	-0.54	0.99
Royaume-Uni	<i>U</i>	-0.17	0.09	1.72	0.77	-0.01	-1.59	-3.53	0.54	-0.37	-1.19	1.65	-0.64	1.67
	<i>Log U</i>	-0.46	0.46	1.61	0.75	0.06	-1.68	-3.83	-0.07	-0.91	-1.83	0.95	-1.02	1.80
	<i>1/U</i>	-0.22	1.10	1.52	0.74	0.09	-1.78	-4.18	-0.41	-1.46	-2.50	0.21	-1.43	2.04
	<i>U-U*</i>	-0.42	0.18	1.82	0.79	-0.45	-1.59	-3.23	0.95	-0.09	-0.98	1.59	-0.54	1.58
Italie	<i>U</i>	-0.65	0.23	2.10	0.72	0.77	-2.75	-0.15	5.35	1.32	-2.47	-0.33	0.25	2.53
	<i>Log U</i>	-3.28	1.08	2.13	0.73	0.85	-2.72	-0.22	5.08	0.93	-2.79	-0.96	0.02	2.49
	<i>1/U</i>	13.18	4.29	2.13	0.73	0.91	-2.74	-0.29	4.79	0.55	-3.11	-1.47	-0.20	2.49
Canada	<i>U</i>	-0.57	0.10	2.11	0.77	-1.03	-1.10	-0.12	0.68	1.00	-1.05	-0.16	-0.25	0.83
	<i>Log U</i>	-3.49	0.73	1.88	0.73	-0.89	-0.90	0.12	0.85	0.86	-1.92	-1.12	-0.43	1.07
	<i>1/U</i>	15.81	4.60	1.67	0.67	-0.85	-0.76	0.30	0.92	0.59	-2.74	-2.04	-0.65	1.42
Australie	<i>U</i>	-0.48	0.25	1.88	0.44	-0.37	1.53	1.80	0.53	4.49	2.98	-2.48	1.21	2.43
	<i>Log U</i>	-1.81	1.06	1.90	0.43	-0.34	1.59	1.95	0.62	4.47	2.61	-3.39	1.07	2.54
	<i>1/U</i>	5.29	3.78	1.90	0.41	-0.41	1.53	1.94	0.57	4.35	2.28	-4.00	0.89	2.59
	<i>U-U*</i>	-1.78	0.49	2.16	0.59	-2.02	-0.49	-0.94	-1.81	2.68	2.82	-0.16	0.01	1.84

<sup>a</sup> Les données sont issues de la base de données de la Banque mondiale (1980-1995).



Autriche	<i>U</i>	-0.99	0.32	1.74	0.62	-1.01	-0.63	0.27	-1.14	-0.62	0.22	1.31	-0.31	1.03
	<i>Log U</i>	-2.27	0.64	1.95	0.67	-0.89	-0.66	0.47	-1.57	-0.51	0.14	1.29	-0.25	0.91
	<i>1/U</i>	4.38	1.15	2.05	0.68	-0.73	-0.50	0.59	-1.53	-0.57	-0.13	0.91	-0.28	0.81
Pays-Bas	<i>U</i>	-0.41	0.09	1.66	0.55	-1.20	-2.31	-2.60	2.22	0.87	1.40		-0.27	1.88
	<i>Log U</i>	-2.24	0.40	2.03	0.63	-0.84	-2.04	-2.43	2.12	0.45	0.81		-0.32	1.64
	<i>1/U</i>	8.17	1.49	2.04	0.61	-0.66	-2.07	-2.62	1.68	-0.19	0.11		-0.63	1.55
Suisse <sup>d</sup>	<i>EA</i>	0.30	0.11	2.17	0.71	-0.67	-0.45	-0.48	-0.90	0.14	-0.17	0.12	-0.34	0.50

*a)* Sauf pour les Pays-Bas, toutes les équations comportent les variables muettes figurant au tableau 8. L'inflation, qui n'apparaît pas au tableau, est définie comme à la note *b* du tableau 1.

*b)* Comme on le verra plus loin, *U\** est un substitut du taux de chômage naturel, défini comme une moyenne mobile sur quatre ans du taux effectif (cf. tableau 4).

*c)* Équations comportant une moyenne mobile sur deux semestres de la croissance de la productivité.

*d)* *EA* est le taux d'emploi corrigé défini au tableau 1, note *d*; les autres formulations de linéarité ont donné des résultats pratiquement identiques et ne sont donc pas mentionnés. L'équation comporte la croissance de la productivité et la différence entre la croissance des prix à la consommation et celle des prix à la production intérieurs.

l'angle des critères classiques aussi bien que des résultats obtenus depuis 1980. Dans le cas de l'Italie et de l'Australie, les diverses possibilités se valent. Pour l'Allemagne, c'est le logarithme du taux de chômage qui donne les meilleurs résultats. Pour le Japon, l'Autriche et les Pays-Bas, une formulation non linéaire est également retenue. Vu la stabilité historique du taux de chômage japonais, on a retenu comme variable l'inverse du taux de chômage, bien qu'il ne présente pas de nette supériorité sous l'angle statistique. Pour la même raison, les autres formulations non linéaires du taux d'emploi dans les équations de la Suisse, qui ne sont pas mentionnées ici, ont donné des résultats pratiquement identiques à ceux de la formulation linéaire<sup>4</sup>.

## 2. Formulation dynamique du taux de chômage

Les études anciennes faisaient souvent état de boucles effectuées par les courbes de Phillips estimées, dans le sens inverse des aiguilles d'une montre [cf. Santomero et Seater (1978), pp. 503-4, 508]. On peut tenir compte de ce phénomène en insérant dans l'équation de base un terme supplémentaire, à savoir la variation du taux de chômage. On s'attendrait à obtenir un coefficient négatif, signifiant qu'une baisse entraîne un surajustement des salaires et par suite des boucles allant dans le sens inverse des aiguilles d'une montre, ce qui constituerait une sorte de « limite de vitesse » aux variations du taux de chômage. Une formulation où la variation du taux de chômage est la seule variable représentant l'activité économique implique qu'on n'établit aucun rapport entre l'inflation salariale et l'importance de l'excès de demande apparaissant sur le marché du travail. Cependant, lorsqu'on a inséré la variation du taux de chômage dans l'équation de base (tant dans sa version linéaire que dans les autres) à titre de terme supplémentaire, son coefficient n'a jamais différé de zéro de manière significative pour aucun pays, et comportait souvent un signe incorrect.

Vu l'existence dans certains pays de conventions collectives de longue durée, explicites ou implicites, les valeurs antérieures de la variable représentant l'activité économique devraient, en principe, avoir des incidences sur l'évolution courante des salaires. On considère toutefois, en général, le taux de chômage comme un indicateur retardé de la situation du marché du travail, vu les méthodes d'embauche et de licenciement des entreprises, que traduit l'évolution conjoncturelle de la productivité. La formulation la plus souvent adoptée ne comporte donc que le niveau courant du taux de chômage. En incluant dans l'équation de base une distribution à retards échelonnés de ce taux sur une période courte (inférieure à deux ans), on obtenait des résultats moins bons qu'avec une formulation ne comprenant que le taux de la période en cours. Quant aux répercussions exercées à plus long terme par le chômage sur les salaires, les tests effectués à cet égard seront examinés ci-après à propos de l'hypothèse d'une hystérèse du taux de chômage naturel. On observera que lorsque la courbe de Phillips est estimée à partir d'une variable dépendante

retardée, une distribution identique des retards est imposée au taux de chômage et au taux d'inflation, ce qui pourrait être inadéquat pour des pays tels que les États-Unis, dont les caractéristiques institutionnelles, notamment les conventions collectives triennales conclues dans le secteur syndicalisé, donnent à penser que l'inflation pourrait y avoir des répercussions à long terme.

### 3. Hystérèse *du* taux de chômage naturel

Comme on le relevait dans l'introduction, le marché du travail se trouve en équilibre lorsque le chômage est à son taux naturel. Lorsque l'on dispose d'estimations de ce taux (désigné par  $U^*$ ), on peut les insérer explicitement dans la courbe de Phillips en estimant l'équation,

$$w_t = a_0 + a_1 \cdot pe_t - a_2 (U - U^*)_t + a_3 \cdot X_t \quad [2]$$

ou la version non linéaire correspondante [cf. Robertson et McDougall (1980)]. Si  $U^*$  est constant sur l'ensemble de la période d'observation, l'estimation de cette équation équivaut, du point de vue économétrique, à celle de l'équation [1], lorsque celle-ci ne comporte que le niveau de  $U$ , puisque le terme constant estimé tient compte de l'incidence du taux de chômage naturel ( $a_2 \cdot U^*$ ). Le terme constant joue donc un rôle important dans les équations qui ne comportent que le taux de chômage effectif.

Mais l'on ne dispose guère d'estimations du taux de chômage naturel, qui en général n'est pas constant. La plupart des estimations du taux de chômage non inflationniste (NAIRU) effectuées par des chercheurs, tout comme celles qui figurent au tableau 8, tendent à suivre l'évolution du taux de chômage effectif, ce qui peut résulter, comme on le relève à la section IV.B, des méthodes de calcul utilisées. Il est d'autre part possible qu'une relation causale s'exerce entre les taux de chômage actuel et passé et le taux naturel. On peut notamment admettre que le chômage entraîne une destruction de capital humain, sape l'ardeur au travail et, lorsqu'il s'accompagne d'un faible niveau des investissements, réduit le stock de capital. Si cette hypothèse se vérifiait, le taux de chômage naturel présenterait une hystérèse, en ce sens que son niveau d'équilibre ne serait pas indépendant du cheminement suivi pour l'atteindre [cf. Heap (1980), ainsi que Buiter et Gersovitz (1981)].

Cette hypothèse d'une hystérèse du taux de chômage naturel est en contradiction avec l'effet d'accélération qu'implique l'idée classique que l'on s'en fait, et elle comporte des conséquences qui vont très loin. Pour la politique de l'emploi, il s'ensuivrait tout simplement que, pour faire baisser le taux de chômage naturel, il convient de réduire le taux effectif [cf. Heap (1980) et Solow (1985)]. Pour la politique de lutte contre l'inflation, il s'ensuivrait que, si les autres facteurs structurels qui influencent le taux de chômage naturel restent inchangés, un écart donné entre lui et le taux effectif produit un effet désinflationniste (inflationniste) qui finit par disparaître avec le temps, le premier taux rattrapant le second. L'évolution

intervenue en Europe depuis la fin des années 70, ainsi que les projections établies jusqu'à la fin des années 80, sembleraient compatibles avec une telle hypothèse : la forte augmentation qui, de 1980 à 1984, portait le chômage bien au-dessus du taux naturel résultant de la plupart des estimations effectuées, s'accompagnait bien d'un ralentissement spectaculaire de l'inflation ; cependant, bien que les projections dont on dispose envisagent en général une stabilisation ou une légère augmentation du chômage entre 1985 et 1988, on s'attend à une relative stabilité du taux d'inflation – impliquant qu'il n'existe guère d'écart entre les taux effectif et naturel du chômage – alors que l'on ne voit pas quelles modifications récentes des facteurs structurels pourraient expliquer une telle élévation du taux de chômage naturel.

Pour vérifier l'hypothèse d'hystérèse, le plus simple est de définir  $U^*$  comme une distribution à retards échelonnés des valeurs antérieures de  $U$ , lors de l'estimation de l'équation [2]. On vérifie par la même occasion si le taux de chômage exerce sur l'inflation salariale des incidences de longue durée, en abandonnant la contrainte qui, dans l'équation [2], veut que  $U$  et  $U^*$  aient des coefficients égaux mais de signe opposé. Sous sa forme linéaire, l'équation estimée est la suivante :

$$w_t = a0 + a1.pe_t - a22.U_t + a23.U^*_t + a3.X_t \quad [3]$$

Si l'estimation de **a23** aboutit à un coefficient positif statistiquement significatif et du même ordre de grandeur que **a22**, ce serait la preuve d'une hystérèse du taux naturel<sup>5</sup>, tandis qu'un coefficient négatif indiquerait l'existence de réactions à retardement au taux de chômage. Les estimations effectuées pour l'équation [3] à partir d'une moyenne mobile du taux de chômage sur quatre ou huit ans donnent à penser que le chômage exerce une certaine influence de longue durée dans le cas des États-Unis, du Japon et du Canada, où le coefficient de  $U^*$  était négatif, sans jamais différer de zéro de manière significative. Les résultats très faibles ainsi obtenus pour l'Amérique du Nord pourraient s'expliquer par la durée relativement longue des conventions collectives, par rapport aux autres pays. Dans le cas de la France, de l'Autriche, des Pays-Bas et de la Suisse, l'estimation de l'équation [3] attribue, tant à **a22** qu'à **a23**, une valeur qui ne diffère pas de zéro de manière significative et/ou présente un signe anormal, ce qui implique une multicollinéarité entre  $U$  et  $U^*$ . Pour l'Allemagne, le Royaume-Uni et l'Australie, on a obtenu les coefficients ci-après (écarts-types entre parenthèses) :

	<b>a22</b>	<b>a23</b>
Allemagne	-1.41 (0.39)	0.61 (0.44)
Royaume-Uni	-0.52 (0.26)	0.63 (0.45)
Australie	-1.76 (0.49)	1.61 (0.58)

**Tableau 4.** Courbe de **Phillips** où le taux de chômage naturel ( $U^*$ ) est défini comme une moyenne mobile<sup>a</sup>

	Terme constant	Taux de chômage ( $U^*$ ) <sup>b</sup>			Inflation	SEE	DW	$\bar{R}^2$	Période d'observation
		$U-U^*$	Log ( $U/U^*$ )	$1/U-1/U^*$					
Japon	2.25 (0.69)			10.56 (3.03)	1.28 (0.16)	1.77	1.19	0.72	681-831
Allemagne <sup>c</sup>	0.44 (4.40)		-1.14 (0.36)		1.03 (0.23)	0.95	2.31	0.66	641-831
Royaume-Uni	1.80 (0.53)	-0.42 (0.18)			1.00 (0.10)	1.42	1.82	0.79	651-831
Canada	2.42 (0.69)	-0.50 (0.15)			0.71 (0.16)	1.14	1.50	0.67	611-831
Australie	2.94 (1.55)	-1.78 (0.49)			0.90 (0.35)	2.09	2.16	0.59	6911-831
Autriche <sup>d</sup>	1.52 (1.11)		-4.08 (2.30)		1.09 (0.34)	1.14	1.83	0.66	711-831

a) Cf. notes a et b au tableau 1.

b)  $U^*$  est une moyenne mobile sur quatre ans de taux de chômage retardés, sauf en ce qui concerne le Japon, où il s'agit d'une moyenne mobile sur huit ans.

c) Equation comprenant une moyenne mobile sur deux semestres de la croissance de la productivité, dont le coefficient estimé est 0.68 (erreur-type: 0.21).

d) La période d'observation se trouve raccourcie d'un semestre, par manque de données.

Le tableau 4 rend compte des estimations effectuées à partir de l'équation [2] pour un certain nombre de pays en faisant jouer la contrainte  $a_{23} = -a_{22}$  (hypothèse d'hystérèse). Dans le cas de l'Australie, l'amélioration des résultats est spectaculaire par rapport à l'équation qui ne comprend que le taux de chômage. Non seulement la valeur explicative de l'équation augmente, mais les coefficients estimés, tant pour la variable représentant l'activité économique que pour l'inflation, deviennent différents de zéro de manière significative, tandis que le second correspond beaucoup mieux à ce que l'on attendrait *a priori*. Dans le cas du Royaume-Uni, les résultats s'améliorent légèrement, et les erreurs sur les équations récentes mentionnées dans le tableau 3 s'en trouvent quelque peu atténuées. Pour les autres pays, l'insertion d'un taux naturel ainsi défini n'entraîne guère de changements, ce qui conduit à conserver la formulation plus simple donnée de l'équation [1]. Ainsi, l'hypothèse d'une hystérèse du taux de chômage naturel semble fortement corroborée par les résultats obtenus pour l'Australie et, dans une moindre mesure, le Royaume-Uni; pour le Japon, l'Allemagne, le Canada et l'Autriche, elle ne semble pas incompatible avec les observations<sup>6</sup>.

## 5. La variable représentant l'inflation

### 1. Faut-il prendre pour variable dépendante le salaire réel ou le salaire nominal ?

Dans presque tous les pays développés, les salaires sont indexés sur l'inflation, courante ou passée, de manière officielle ou officieuse [cf. Braun (1976) et Sachs (1979)]. Cependant, la forme que prend cette indexation varie considérablement d'un pays à l'autre et aussi, dans chacun d'eux, d'une branche à une autre, en fonction notamment du degré d'influence des syndicats et du taux d'inflation. Même lorsque l'indexation est explicite, il est rare qu'elle aligne entièrement les salaires sur les prix. L'indexation prévue par les conventions collectives est de plus incomplète à bien d'autres égards : elle ne vaut généralement que pour une partie de la main-d'œuvre, et seulement pour une partie de la masse des salaires, à l'exclusion souvent d'éléments tels que les avantages sociaux et les heures supplémentaires ; elle n'est pas continue, mais comporte un décalage par rapport à l'évolution des prix et se fonde souvent sur des indices couvrant un champ plus étroit que les mesures globales de l'inflation. L'indexation officieuse, qui présente sans doute dans une large mesure les mêmes caractéristiques, résulte par exemple de conventions implicites qui comportent l'engagement de maintenir les salaires réels ou relatifs, et peut être importante même dans des pays où la main-d'œuvre n'est que faiblement syndiquée.

Ces caractéristiques institutionnelles du mécanisme de la formation des salaires donnent à penser qu'il ne convient pas d'imposer à l'inflation courante un coefficient égal à un. Théoriquement, celui-ci vaudrait pour l'inflation escomptée ou pour une distribution à retards échelonnés de taux d'inflation antérieurs, puisqu'il semble peu probable que la hausse des salaires réels puisse varier indéfiniment en réponse aux modifications de l'inflation, sauf au cas où des variables ((réelles)), telles que les termes de l'échange, connaîtraient de leur côté une évolution. Mais même dans ce cas, il vaudrait mieux considérer un coefficient égal à un comme une norme théorique pour la valeur escomptée du coefficient calculé – qui ne diffère pas significativement de l'unité – plutôt que comme une valeur qu'il conviendrait d'imposer exactement dans tous les cas. Il en est ainsi tout particulièrement pour une relation établie entre une mesure globale des salaires, telle que la rémunération moyenne par salarié résultant des comptes nationaux, et une mesure globale de l'inflation, telle que la hausse de l'indice des prix implicite des dépenses de consommation.

Comme le montre le tableau 1, les coefficients  $a_1$  résultant d'une estimation sans contrainte se situent entre 0.9 et 1.0, sans jamais différer significativement de l'unité. Dans les équations relatives à l'Allemagne (compte non tenu de la croissance de la productivité) et à l'Australie, cette valeur est de l'ordre de 0.6. Comme le montre la deuxième équation relative à l'Allemagne, qui figure au tableau 1,

l'inclusion de la croissance de la productivité porte le coefficient de l'inflation aux environs de l'unité. Lorsque l'on définit le taux de chômage naturel sous la forme d'une moyenne mobile, comme au tableau 4, le coefficient afférent à l'inflation dans l'équation relative à l'Australie atteint 0.9 et diffère de zéro de manière significative.

## 2. Inflation escomptée ou passée

L'existence de l'indexation et le fait qu'il s'agit d'un ajustement *ex post* des salaires à la hausse des prix donnent à penser que c'est l'inflation passée, plutôt que l'inflation escomptée, qui intervient dans la détermination des salaires, dès lors que l'on ne se trouve pas dans une situation d'hyperinflation accélérée. Les études micro-économiques consacrées à la formation des salaires soulignent souvent l'importance du rôle joué par les salaires relatifs, qui lui aussi implique un ajustement rétrospectif des salaires à l'évolution des prix. En règle générale, on admet que les anticipations sont du type adaptatif, autrement dit qu'elles sont définies par une distribution à retards échelonnés des taux d'inflation courants et/ou passés ; de ce fait, les résultats obtenus ne permettent pas de savoir si le facteur agissant est constitué par l'inflation passée ou par des anticipations fondées sur son évolution antérieure.

Dans le cadre d'une formulation rétrospective, l'importance du retard attribué à l'inflation passée devrait être en rapport avec des caractéristiques institutionnelles, telles que la périodicité de l'indexation et la durée des conventions collectives. On s'attendrait, en particulier, à observer des retards plus importants en Amérique du Nord, où des conventions de trois ans échelonnées sont la norme dans le secteur syndicalisé, qu'en Europe ou au Japon, où les négociations se déroulent généralement dans un cadre annuel et où il existe, dans certains cas, une indexation à l'échelon national. Les retards qui apparaissent au tableau 1, note b, sont pour la plupart conformes à ces différences institutionnelles. Sauf dans le cas des États-Unis, les mouvements des prix exercent des incidences uniformément réparties et qui s'épuisent au bout d'un an à un an et demi. En ce qui concerne les États-Unis, les retards s'échelonnent sur quatre ans, la moitié environ de l'incidence totale s'exerçant au cours de la première année. On n'est pas parvenu à de meilleurs résultats en adoptant des échelonnements plus complexes, de type par exemple géométrique ou polynomial. L'importance du coefficient attribué à l'inflation passée n'est évidemment pas indépendante de la durée des retards<sup>7</sup>. L'échelonnement des retards retenu pour les équations du tableau 1 se fonde donc tant sur des considérations institutionnelles que sur l'idée *a priori* énoncée plus haut, à savoir que ce terme devrait présenter un coefficient proche de l'unité.

Il ne semble pas qu'il y ait de bonnes raisons d'ordre institutionnel pour donner aux anticipations de prix une forme prospective. A cet égard, les raisons d'ordre théorique se fondent, au moins en partie, sur le désir d'éviter une formulation

Tableau 5. Formulations possibles des anticipations inflationnistes ( $pe$ )<sup>a</sup>

	Terme constant	Taux de chômage			Inflation scountée	Inflation passée <sup>b</sup>	SEE	DW	R <sup>2</sup>	Période d'observation
		U	Log U	1/U						
<b>A. <math>pe</math> = prévision à partir d'une équation de prix à forme réduite</b>										
États-Unis	1.22 (0.25)	0.11 (0.04)			0.48 (0.06)		0.38	0.82	0.76	65I-82II
	2.42 (0.23)	-0.31 (0.06)			0.18 (0.06)	0.84 (0.12)	0.23	1.70	0.90	65I-82II
Japon	-2.74 (1.32)			8.00 (2.86)	1.01 (0.17)		1.28	1.30	0.88	71I-81I
	-4.11 (0.81)			9.65 (1.70)	0.58 (0.13)	0.51 (0.10)	0.75	2.15	0.96	71I-81I
Allemagne <sup>c</sup>	0.93 (1.33)		-0.48 (0.25)		0.89 (0.25)		1.02	2.41	0.63	64I-81II
France	1.92 (0.41)	-0.09 (0.10)			0.85 (0.17)		0.83	1.40	0.77	65I-82I
Royaume-Uni	1.35 (0.96)	0.15 (0.14)			0.84 (0.13)		1.85	1.55	0.65	66I-82I
Canada	3.85 (1.10)	-0.32 (0.12)			0.82 (0.15)		1.04	1.75	0.73	61I-82II
<b>B. <math>pe</math> = prévision à partir d'une équation de prix autorégressive</b>										
États-Unis	1.37 (0.28)	0.17 (0.04)			0.42 (0.06)		0.42	0.71	0.70	65I-82II
Japon	-5.63 (0.95)			12.73 (1.79)	1.07 (0.13)		0.99	1.60	0.93	71I-81I
Allemagne <sup>c</sup>	0.55 (0.92)		-0.58 (0.24)		1.07 (0.27)		0.99	2.62	0.65	64I-81II



	1.50 (0.35)	0.20 (0.10)		1.01 (0.16)				
Royaume-Uni	3.23 (0.90)	0.18 (0.16)		0.47 (0.10)	2.15	1.63	0.52	661-821
Canada	4.84 (0.99)	-0.44 (0.12)		0.78 (0.14)	1.03	1.77	0.73	611-8211
<b>C. Prescience parfaite, autrement dit <math>p\theta_t = p_{t+1}</math></b>								
États-Unis	1.32 (0.29)	0.12 (0.04)		0.43 (0.07)	0.42	1.28	0.68	651-8211
Japon	-3.89 (1.72)		12.70 (3.41)	0.61 (0.18)	1.71	1.48	0.78	711-811
Allemagne <sup>c</sup>	1.05 (0.70)		-0.48 (0.23)	0.81 (0.19)	0.96	2.61	0.66	641-8111
France	2.32 (0.41)	-0.02 (0.10)		0.54 (0.13)	0.90	1.35	0.73	651-821
Royaume-Uni	2.05 (0.89)	0.14 (0.14)		0.72 (0.12)	1.91	1.55	0.62	661-821
Canada	4.02 (1.32)	-0.26 (0.14)		0.67 (0.16)	1.17	1.62	0.65	611-8211

*a)* Cf. notes *a* et *b* au tableau 1. Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, sauf pour les secondes équations concernant les États-Unis et le Japon. A noter que les périodes d'observation diffèrent de celles du tableau 1 par manque de données.

*b)* L'inflation passée est définie comme à la note *θ* pour les États-Unis, on n'a utilisé que la moyenne mobile sur huit semestres.

*c)* Les trois équations indiquées pour l'Allemagne comportent une moyenne mobile sur deux semestres de la croissance de la productivité, dont le coefficient respectif est estimé à 0.59 (erreur-type de 0.22), 0.63 (0.22) et 0.61 (0.20).

impliquant l'existence d'une illusion monétaire persistante. On a inséré dans l'équation des salaires des anticipations de prix de type prospectif à l'aide de diverses méthodes, se situant toutes dans le cadre de l'estimation d'une équation unique et faisant intervenir des anticipations relatives à la période immédiatement à venir. L'une des hypothèses posées est celle des anticipations rationnelles à prescience parfaite, consistant à admettre que dans l'équation [1]  $p e_t = p_t + 1$ . Pour faire l'hypothèse d'anticipations rationnelles fondées sur un ensemble d'informations plus limité, on a défini  $p e_t$  comme la prévision résultant pour la période à venir d'une équation de prix estimée, soit une équation de prix de forme réduite comprenant les plus importantes des influences exogènes (par rapport au bloc des salaires et des prix) qui s'exercent en la matière, comme par exemple la masse monétaire, soit une équation estimée à partir de séries chronologiques<sup>8</sup>.

Le tableau 5 rend compte des courbes de Phillips estimées pour six pays à l'aide d'équations où l'inflation était remplacée par ses trois mesures prospectives. Dans le cas des États-Unis, de la France (sauf en ce qui concerne la section B) et du Royaume-Uni, le coefficient du taux de chômage est affecté d'un signe anormal et/ou ne diffère pas de zéro de manière significative lorsqu'on l'estime en liaison avec cette nouvelle formulation des anticipations inflationnistes. La valeur du coefficient estimé pour l'inflation attendue tend aussi à être plus faible que les chiffres donnés au tableau 1. À part cela, on peut dire en gros que les estimations conservent la plupart des caractéristiques de celles qui figurent au tableau 1.

On a également estimé des équations combinant des anticipations inflationnistes de type prospectif et de type adaptatif. Pour les États-Unis, la méthode utilisée consistait à remplacer la moyenne mobile (sur deux semestres) des taux d'inflation, utilisée dans la formulation initiale (voir la note b au tableau 1) par les autres termes figurant au tableau 5, tout en conservant comme second terme représentatif de l'inflation une moyenne mobile sur huit semestres. Il est rendu compte de ces équations, en ce qui concerne les États-Unis et le Japon, dans la section A du tableau 5. Pour les autres pays, les résultats obtenus ne présentaient pas d'intérêt. Dans le cas des États-Unis, ce modèle hybride se rapproche beaucoup plus de la formulation initiale et donne de bien meilleurs résultats, surtout en ce qui concerne le coefficient du taux de chômage, que l'équation comportant uniquement des anticipations pures. Pour les États-Unis, aussi bien que pour le Japon, la somme des coefficients afférents aux deux termes représentatifs de l'inflation est proche de l'unité.

Il est difficile de tirer de ces résultats des conclusions fermes, ce qui n'a rien d'étonnant, puisque le test fait appel à l'une et l'autre des hypothèses relatives à la formation des anticipations, aussi bien qu'à celles qui portent sur la détermination des salaires. Aussi limités que soient ces tests portant sur les anticipations prospectives de l'inflation, on peut dire qu'il n'en résulte pas d'amélioration significative par rapport à une formulation faisant appel à l'inflation courante et passée. L'observation semble corroborer les informations d'ordre institutionnel qui

donnent à penser que, tout au moins en l'absence d'une accélération de l'inflation, c'est **ex post** que celle-ci entre dans la détermination des salaires nominaux.

## C. Autres variables

### 1. La productivité du travail

Telle qu'elle figure dans les manuels, la théorie néo-classique de la répartition du revenu affirme l'égalité du salaire et de la valeur du produit marginal du travail [cf. Kuh (1967)]. Dans certains pays, le déroulement effectif des négociations salariales donne à penser que, tout au moins durant certaines périodes, la progression de la productivité moyenne a pu être un déterminant important de celle des salaires. Compte tenu de la pratique des entreprises en matière d'embauche et de licenciement, c'est sans doute la tendance de la productivité plutôt que son évolution effective qui constitue le facteur pertinent. Cette tendance étant par définition relativement stable, on considère en général qu'elle entre dans le terme constant de l'équation. Il s'ensuit qu'un changement de tendance se traduirait par une modification de l'ordonnée à l'origine. Parmi les événements qui, de toute évidence, auraient pu s'accompagner d'un tel changement, on peut notamment citer les deux majorations du prix du pétrole intervenues en 1973 et 1979 [cf. Gordon (1984)]. On a tenté d'en mesurer l'incidence mais sans obtenir de résultats donnant à penser que l'ordonnée à l'origine se serait déplacée de manière importante à ces dates<sup>9</sup>.

Ayant inséré dans les équations estimées diverses définitions de la productivité courante ou affectée d'une distribution de retards, on a constaté que ce terme était toujours dépourvu de signification et/ou affecté d'un signe incorrect, sauf dans le cas de l'Allemagne et de la Suisse. Pour ces pays, la seconde équation figurant au tableau 1 comprend respectivement une moyenne contemporaine et une moyenne mobile sur deux semestres de la croissance de la productivité globale (définie en termes de PIB réel par personne occupée). Lorsqu'on inclut ce terme, la valeur explicative totale de l'équation se trouve accrue, et dans le cas de l'Allemagne le coefficient afférent à l'inflation est porté de 0.6 aux environs de 1, résultat donnant à penser qu'en Allemagne et en Suisse l'évolution conjoncturelle de la productivité exerce une influence sur celle des salaires, et conforme au déroulement des négociations salariales, qui dans ces pays tiennent souvent explicitement compte de ce facteur.

### 2. Négociation des salaires réels et ((rattrapage))

Comme on le relevait plus haut, il est possible de trouver l'origine de la courbe de Phillips dans un modèle de détermination négociée des salaires [cf. Henry *et al.* (1976) et Andersen (1984)]. Ces modèles soulignent que l'existence de

syndicats et de grandes entreprises porte à croire que le mécanisme de ces négociations est plus proche d'un monopole bilatéral que de la concurrence parfaite ; de fait, certains modèles de détermination négociée admettent que l'hypothèse néo-classique d'un marché du travail concurrentiel n'est guère valable dans de nombreux secteurs de l'économie. Dans ce cadre, les négociations portent sur les salaires nominaux, encore que les syndicats s'assignent comme objectif essentiel un niveau déterminé du salaire réel disponible. Dans ces modèles, un alourdissement de la fiscalité peut provoquer une poussée inflationniste, les salariés exigeant une augmentation de leur rémunération nominale pour compenser la réduction de leur revenu disponible.

On admet habituellement que la variation effective des salaires nominaux s'explique essentiellement par l'écart qui sépare le niveau antérieur du salaire réel disponible de son niveau d'objectif. A cet égard, il est fondamental de se demander comment les syndicats définissent cet objectif et quelle importance relative ils accordent à la demande de main-d'œuvre, telle que la mesure le taux de chômage, au taux antérieur ou escompté de l'inflation, au taux de croissance de la productivité et au taux moyen d'imposition du revenu des ménages, ou éventuellement au taux de rétention, qui en est le complément. Il va de soi que l'issue des négociations dépend également des hausses de salaires que les entreprises veulent ou peuvent accorder, facteur que l'on suppose tributaire de la situation du marché du travail et des ressources des entreprises, c'est-à-dire de leurs bénéfices. Les cotisations patronales aux caisses de retraite, à la sécurité sociale, etc., pourraient d'autre part donner lieu à répercussion vers l'amont. En admettant que la relation soit de type linéaire, on peut définir le modèle de détermination négociée comme une version élargie de l'équation [1], comprenant (au titre de  $X$ , vecteur des autres variables pertinentes) la croissance de la productivité, la variation du taux de rétention, une mesure des bénéfices et, élément le plus important, le salaire réel disponible, affecté d'un retard. La présence de cette dernière variable signifie que lorsque l'objectif en matière de salaire réel n'est pas atteint au cours d'une période, les revendications portant sur les salaires nominaux se font plus virulentes par la suite, les salariés s'efforçant de « rattraper » les déficiences antérieures de leur rémunération réelle. On observera qu'en l'absence de cette variable, un retard de la réaction des salaires à l'inflation implique que toute variation de cette dernière provoque une modification du niveau des salaires réels.

Les résultats des tests portant sur certaines des variables supplémentaires qui figurent dans les modèles de détermination négociée sont résumés au tableau 6. Ceux qui concernent les profits sont assez **surprenants**<sup>10</sup>. Dans le cas du Japon, où les caractéristiques institutionnelles donnent à penser que les profits jouent un rôle important, ce terme n'est jamais significatif et présente un signe incorrect lorsqu'il figure aux côtés de l'inverse du taux de chômage et du logarithme du salaire réel disponible, affecté d'un retard ; en l'absence de cette dernière variable, le coefficient du taux de chômage présente un signe anormal. Pour le Canada, les profits ne

Tableau 6. Modèles de détermination négociée<sup>a</sup>

	Terme constant	Taux de chômage			Inflation <sup>b</sup>	Logarithme :		Progression :			SEE	DW	$\bar{R}^2$	Période d'observation
		U	log U	1/U		du salaire disponible réel retardé	des profits réels retardés <sup>c</sup>	du taux de détermination	du taux d'imposition des employeurs	Croissance de la productivité				
États-Unis <sup>d</sup>	2.64 (0.55)	-0.30 (0.16)			1.34	-7.44 (8.27)		-0.51 (0.57)			0.46	1.40	0.62	651-8211
	0.31 (1.24)	-0.31 (0.06)			1.17		0.56 (0.29)				0.22	2.12	0.91	651-831
Japon	-3.47 (1.51)			8.42 (5.09)	0.84 (0.14)	-6.75 (5.49)		10.09 (27.67)			0.88	1.72	0.94	711-831
	-13.32 (2.92)			-15.05 (7.34)	1.16 (0.13)		7.25 (2.09)				0.95	2.14	0.92	681-8211
Allemagne <sup>e</sup>	10.00 (6.25)	-1.24 (0.38)			0.58 (0.29)	3.46 (1.92)		-0.19 (0.17)	0.67 (0.21)		0.90	2.47	0.70	641-821
	9.10 (4.55)	-0.97 (0.42)			1.36 (0.36)	-2.55 (1.34)		0.11 (0.55)	0.51 (0.34)		1.11	1.98	0.59	641-821
	-4.21 (1.91)	-1.02 (0.34)			1.17 (0.22)		1.15 (0.50)		0.75 (0.19)		0.89	2.66	0.71	641-831
France	30.47 (60.94)	-0.81 (0.28)			0.77 (0.25)	-3.18 (6.36)		-0.36 (0.30)	-0.07 (0.07)	0.18 (0.14)	0.69	2.06	0.85	6411-831
	0.16 (5.00)	-0.13 (0.22)			0.92 (0.14)		0.66 (0.83)				0.69	1.95	0.84	6411-831
Royaume-Uni	-16.26 (37.81)	-0.34 (0.14)			1.12 (0.17)	2.22 (4.44)		0.27 (0.21)	0.42 (0.21)		1.34	2.13	0.81	651-8211
Italie	87.71 (68.50)	-0.18 (0.52)			1.41 (0.34)	-6.14 (5.17)		75.79 (136.86)	-0.11 (0.20)		1.93	1.78	0.75	6211-8111
Canada	86.35 (54.00)	-0.58 (0.10)			1.16 (0.22)	-9.50 (6.33)		0.04 (0.20)			0.96	2.07	0.77	611-831
	4.88 (0.94)	-0.52 (0.12)			0.93 (0.13)		1.45 (1.75)				0.95	2.12	0.77	611-831
Australie <sup>e</sup>	3.23 (5.38)	-0.89 (0.64)			0.43 (0.61)	1.12 (1.20)		-1.28 (0.56)	0.03 (3.00)		2.04	2.07	0.61	6911-831
Pays-Bas	38.08 (18.95)		-1.92 (0.53)		0.95 (0.26)	-12.30 (6.83)		-0.05 (0.17)	0.18 (0.23)		1.13	2.20	0.66	691-8211

a) Cf. note a au tableau 1.

b) La distribution des retards est indiquée dans la note b au tableau 4.

c) Les profits sont représentés par le logarithme de la part de l'excédent brut d'exploitation dans le PIB, selon les comptes nationaux. L'autre mesure (celle du taux de profit réel) aboutit à des résultats analogues. Pour le Canada, c'est le taux de croissance de la variable qui est utilisé.

d) Les coefficients estimés pour les moyennes mobiles des prix sur deux et huit semestres (et leur erreur-type) sont 0.19 (0.16) et 1.15 (0.55) pour la première équation et 0.26 (0.08) 0.91 (0.16) pour la seconde équation.

e) Dans les seconde et troisième équations, le taux de chômage figure sous la forme d'un rapport à une moyenne mobile sur quatre ans (comme au tableau 4), c'est-à-dire sous la forme  $\log(U/U^*)$ .

f) Le taux de chômage figure sous la forme d'un rapport à une moyenne mobile sur quatre ans (comme au tableau 4), c'est-à-dire sous la forme  $U-U^*$ .

donnent lieu à un coefficient positif et significatif que dans des équations ne comportant pas de variable représentative de l'activité économique, et conduisant à des résultats moins satisfaisants à d'autres égards. Pour les États-Unis et l'Allemagne, les profits constituent un terme significatif, quoique faiblement et moyennant une certaine dégradation du coefficient afférent à l'inflation. Quant au logarithme du salaire réel retardé, il présente un coefficient faiblement significatif dans le cas des Pays-Bas et de l'Allemagne, où il entre toutefois en concurrence avec la variable représentant les profits. Les deux variables représentant le taux d'imposition n'ont jamais donné lieu à un coefficient significatif, sauf en ce qui concerne la progression du taux de rétention dans le cas de l'Australie, où toutefois d'autres aspects de l'équation étaient peu satisfaisants.

Un autre aspect de certains modèles de détermination négociée est la distinction entre le point de vue de l'employeur et celui du salarié au sujet de la notion de salaire<sup>11</sup>. Indépendamment des variations de la fiscalité, cette distinction peut être prise en compte en incluant dans les équations des salaires nominaux la différence entre la croissance de l'indice implicite des prix de la consommation des ménages et la croissance de l'indice implicite des prix du PNB. Cette variable additionnelle ne s'est révélée importante que pour l'équation des salaires de la Suisse ; dans ce cas, elle a non seulement amélioré l'adéquation de l'équation mais aussi réduit substantiellement la corrélation sérielle des erreurs et élevé le niveau de signification des autres variables indépendantes. La présence de cette variable, affectée d'un coefficient estimé de  $-0.5$ , a d'importantes répercussions sur le comportement des salaires pour la Suisse : si l'inflation des prix à la production intérieurs aussi bien que de la consommation s'accroît de 1 point de pourcentage, on peut s'attendre à ce que la croissance des salaires gagne aussi 1 point ; mais si l'inflation des prix à la consommation augmente de 1 point, du fait d'une accentuation de la croissance des prix à l'importation, la croissance des prix à la production intérieure restant inchangée, la progression des salaires nominaux ne s'accroîtra que de 0.53 point de pourcentage<sup>2</sup>.

Si ces tests du modèle de la détermination négociée aboutissent à des résultats essentiellement négatifs, c'est peut-être dû en partie au niveau d'agrégation des données relatives aux salaires, aux profits et à la fiscalité. Comme l'indique son nom, ce modèle vaut surtout pour des pays où les négociations salariales sont centralisées, ce qui n'est pas une caractéristique de la plupart des pays que nous avons examinés<sup>13</sup>. On peut être déçu, mais non surpris, de n'avoir pu mettre en évidence un effet significatif de la fiscalité sur les salaires. La mesure du taux d'imposition moyen subit de nombreuses influences qui n'ont rien à voir avec les modifications des barèmes correspondants. En règle générale, on peut dire que pour la plupart des pays il n'existe pas de raisons décisives d'ordre institutionnel pour admettre l'existence d'une relation directe entre la fiscalité et les salaires, et il en est sans doute ainsi tout particulièrement lorsque l'imposition ne subit que de faibles changements. Lorsque toutefois il s'agit d'apprécier les conséquences éventuelles

d'une modification importante de la fiscalité, il serait évidemment prudent de faire d'autres hypothèses quant à ses incidences sur les salaires.

### 3. *Politique des revenus et autres facteurs particuliers à certains pays*

Les équations relatives aux États-Unis et à la France tiennent compte de la progression du salaire minimum. Un minimum légal existe également au Japon, au Canada (où il est fixé à l'échelon provincial et non au niveau national), aux Pays-Bas et en Australie. Il conviendrait en principe d'insérer aussi dans l'équation des salaires d'autres variables où l'on voit souvent des déterminants importants du taux de chômage naturel, telles que le taux de compensation assuré par les indemnités de chômage, le taux de syndicalisation, etc. Faute de données, on n'a pas pu en tenir compte, encore que dans l'équation relative au Canada un déplacement de l'ordonnée à l'origine, intervenu au second semestre de 1970, peut représenter une élévation du taux naturel tenant à une modification des dispositions prévues par le programme d'indemnisation du chômage [cf. Green et Cousineau (1976)].

Les salaires ont d'autre part été soumis à des mesures explicites de contrôle ou à des normes, dont la suppression donnait parfois lieu à un rattrapage. S'il est difficile de saisir l'incidence d'une politique des revenus à l'aide de variables muettes, les résultats obtenus ne donnent pas à penser que ces mesures aient exercé des effets durables et importants sur l'évolution globale des salaires. En outre, des événements socio-politiques, comme ceux qui se sont produits en France et dans d'autres pays européens vers la fin des années 60, ont provoqué ou accompagné une évolution inhabituelle des salaires. Dans la mesure où les variables muettes en question saisissent les incidences d'événements exogènes importants, leur exclusion aurait pour effet de fausser les coefficients estimés. L'inclusion de ces variables, qui se présentent surtout aux environs de 1970 et de 1974, améliore l'aptitude des équations à retracer l'évolution, sans guère affecter en général la valeur ou le degré de signification des autres coefficients calculés (cf. le tableau 11, où figurent les équations, à l'exclusion de toute variable muette). On trouvera au tableau 7 une description des variables en cause, ainsi que les coefficients que leur attribuent les estimations, avec leurs écarts-types.

## D. **Stabilité des équations**

Vu l'importance des variations que la hausse des salaires, l'inflation, le taux de chômage et la politique économique ont connue au cours de la période d'observation, il importe d'examiner la stabilité des équations retenues. On a utilisé à cet effet la méthode des régressions récursives, qui vérifie l'existence d'un glissement progressif des divers paramètres, ainsi que les tests de Chow. Les résultats obtenus sont présentés et analysés dans l'annexe. De manière générale, les équations retenues sont stables. Une exception est le Royaume-Uni, où la stabilité est rejetée

Tableau 7. Variables particulières aux divers pays

	Description	Valeur non nulle des variables muettes	Coefficient estimé	Erreur type
États-Unis	Pourcentage de variation du salaire minimum. Variable muette : hausse des salaires anormalement forte.	1.0 de 7011 à 721	0.68	(0.13)
	Variable muette : établissement et suppression d'un contrôle des salaires.	1.0 de 7311 à 741, et -1.0 de 7411 à 751	-0.47	(0.13)
Japon	Variable muette : variations saisonnières inhabituelles.	1.0 en 741 et 751, et -1.0 en 7411 et 7511	-4.21	(0.57)
Allemagne	Variable muette : événement de 1969.	1.0 de 6911 à 701	2.33	(0.45)
France	Pourcentage de variation du salaire minimum. Variable muette : événements de 1968.	1.0 en 6811 et -1.0 en 691	1.77	(0.69)
Royaume-Uni	Variable muette : hausse des salaires anormalement forte, anticipant peut-être sur des mesures de contrôle des salaires.	1.0 en 701	4.14	(1.50)
	Variable muette : hausse des salaires anormalement forte, peut-être liée à l'élection d'un gouvernement travailliste et à sa politique de contrat social.	1.0 de 7411 à 751, et -1.0 de 7511 à 7711	4.19	(0.58)
Italie	Variable muette : événements de 1969-70..	1.0 en 701	6.78	(2.03)
	Variable muette : hausses anormalement fortes des salaires.	1.0 de 731 à 7311	5.79	(1.45)
	Variable muette : nouvel accord sur le système d'indexation.	1.0 de 7611 à 771	4.26	(1.54)
Canada	Variable muette : incidence éventuelle sur le taux naturel des modifications relatives au versement des allocations de chômage.	1.0 avant 7011	-1.34	(0.50)
	Variable muette : hausse des salaires anormalement faible.	1.0 de 701	-2.76	(0.98)
	Variable muette représentant l'effet éventuel des mesures prises par le Comité de lutte contre l'inflation.	1.0 de 7711 à 7811	1.54	(0.60)



Australie	Variable muette : hausses des salaires anormalement fortes, éventuellement liées à une décision de la Commission d'arbitrage.	1.0 de 741 à 7411	5.43	(1.94)
Autriche	Variable muette : hausse des salaires anormalement forte, correspondant éventuellement à des profits élevés et une demande anormalement forte.	1.0 en 711	5.45	(1.21)
Suisse	Variable muette : majorations de salaires exceptionnellement fortes dans le secteur de la construction durant une période d'excédent élevé de la demande de main-d'œuvre, qui ont rapidement diffusé dans les autres secteurs de l'économie.	1.0 en 7011	2.48	(0.94)

**Note :** Sauf pour l'Australie, les coefficients estimés sont tirés des équations figurant au tableau 1. Pour l'Allemagne, il s'agit de l'équation comprenant la croissance de la productivité. Pour l'Australie, l'équation en cause est celle qui figure au tableau 4. Pour la Suisse, l'équation correspondante comprend la croissance de la productivité et la différence entre la progression des prix à la consommation et celle des prix à la production intérieurs.

lorsque la période d'observation est subdivisée à partir de fin 1979. Toutefois, il est intéressant de noter que la stabilité n'est pas rejetée pour l'équation du Royaume-Uni donnée au tableau 4, qui prend en compte l'hypothèse d'une hystérèse du taux naturel. En ce qui concerne les autres pays, les équations calculées sur la période allant jusqu'au second semestre de 1979 permettent de prévoir correctement la hausse des salaires intervenue entre les premiers semestres de 1980 et de 1983. Il n'existe donc guère de base pour considérer la modération récente des salaires comme inhabituelle ou comme symptôme d'une mutation structurelle.

#### IV. CONSÉQUENCES POUR L'INFLATION ET LE TAUX DE CHÔMAGE NON INFLATIONNISTE

L'évolution des salaires nominaux est, à court terme, le déterminant immédiat le plus important des tensions inflationnistes. L'évolution effective de l'inflation est fortement tributaire des mesures prises par les pouvoirs publics pour résister à ces tensions ou s'en accommoder. L'analyse présentée ci-avant indique que, pour les pays ici examinés, la courbe de Phillips élargie explique assez bien et de manière structurellement stable la hausse des salaires effectivement intervenue entre le milieu des années 60 et le début des années 80. Les équations calculées nous renseignent donc utilement sur les perspectives à court et à long terme en matière d'inflation.

##### A. Conséquences pour l'évolution à court terme de l'inflation

Pour la compréhension de l'évolution récente des salaires et des perspectives qui s'en dégagent, l'incidence du taux de chômage constitue un élément important. Notre analyse montre que l'inflation salariale est liée au niveau de ce taux, plutôt qu'à ses variations. De fait, ces dernières ne semblent pas exercer sur la hausse des salaires d'influence indépendante et significative, ce qui donne à penser que la reprise de la production ne se heurte pas à une limitation de vitesse importante. Sous l'angle de la dynamique à court terme de l'équation des salaires, une baisse (augmentation) définitive du taux de chômage entraîne une accélération (décélération) permanente de l'inflation salariale, sans surajustement.

L'impression d'une modération inhabituelle de l'évolution récente des salaires peut tenir, au moins en partie, à l'idée préconçue d'une courbe de Phillips qui ne serait pas linéaire. Une formulation linéaire plutôt que non linéaire de l'incidence du chômage semble plus compatible avec l'évolution récente des salaires dans de nombreux pays. Dans le cas de ceux dont les données conduisent à retenir une

relation non linéaire, on a utilisé, sauf pour le Japon, le logarithme du taux de chômage plutôt que son inverse, de caractère moins linéaire. En ce qui concerne les perspectives d'évolution de l'inflation, on doit en conclure que si le chômage recule, sa réduction aura pour effet, toutes choses égales par ailleurs, d'accélérer la hausse des salaires : en d'autres termes, on reperdra une partie du terrain gagné sur l'inflation salariale durant la récession du début des années 80. Inversement, une augmentation du taux de chômage ralentirait encore la hausse des salaires.

Les salaires nominaux réagissent aussi à l'évolution passée de l'inflation et, potentiellement, à son taux escompté. Sauf en ce qui concerne les États-Unis, les estimations présentées ci-avant donnent à penser que toute variation du rythme de hausse des prix à la consommation se répercute rapidement (au plus tard sur un an) et complètement sur celle des salaires. Dans les périodes où des facteurs tels que l'effet direct d'un excès de demande, la croissance de la productivité et le renchérissement des produits de base influent fortement sur la hausse des prix à la consommation, on peut s'attendre à voir ce phénomène se répercuter sur les salaires par le biais de leurs liens avec les prix et, dans le cadre d'une politique d'accompagnement, déclencher une spirale des salaires et des prix, ascendante ou descendante. Au début des années 70, il s'agissait nettement d'une spirale ascendante ; dernièrement, l'évolution des prix des produits de base a plutôt atténué l'inflation des prix à la consommation, phénomène qui s'est traduit par un ralentissement de la hausse des salaires. Aux États-Unis, toutefois, les salaires nominaux réagissent de manière relativement lente aux variations de l'inflation. En raison de cette inertie, les salaires ont en général suivi plutôt que devancé l'évolution des prix. La longueur des retards dont est affecté le facteur inflationniste implique que la composante inerte de l'évolution salariale s'établit actuellement aux États-Unis à un niveau relativement bas et subira sans doute une réduction supplémentaire.

Dans le cadre d'un modèle de détermination négociée des salaires, on soutient parfois que l'augmentation des profits ou la stagnation des salaires réels pourraient ultérieurement engendrer des pressions pour un relèvement des salaires, de nature à compenser les pertes réelles subies ou à assurer un rattrapage. L'analyse présentée ci-avant, toutefois, ne fournit guère d'éléments permettant d'étayer cette hypothèse. Sauf en ce qui concerne l'Allemagne et le Japon, l'observation ne permet pas de conclure à une incidence importante qui serait exercée sur l'évolution globale des salaires par les profits, tels qu'on les mesure traditionnellement au niveau macro-économique. Néanmoins, on ne saurait écarter ce risque, notamment dans les pays où les profits paraissent exceptionnellement élevés.

En résumé, le ralentissement de la hausse des salaires intervenu au début des années 80, ainsi que la poursuite d'une progression modérée jusqu'à fin 1985, s'expliquent relativement bien par l'importance du chômage et la pression supplémentaire exercée en faveur d'un ralentissement de l'inflation des prix à la consommation par les prix des produits de base, les incidences directes de la

demande et, dans le cas de certains pays, l'évolution du taux de change. On peut, bien entendu, relier tous ces phénomènes à l'adoption par de nombreux pays d'une politique monétaire refusant l'accompagnement, à la suite du second choc pétrolier. Ce processus de désinflation a sans aucun doute été renforcé par des effets de transmission internationale. Il se peut également que des anticipations prévoyant une inflation moindre, peut-être à la suite de déclarations des pouvoirs publics, aient joué un certain rôle, encore qu'il soit difficile de vérifier cette hypothèse par des observations empiriques.

## B. La courbe de Phillips à long terme et le taux de chômage non inflationniste

A moyen ou long terme, on ne saurait envisager isolément l'évolution des salaires, l'inflation et les anticipations inflationnistes devant elles aussi être considérées comme endogènes. Il devient alors possible, en principe, de calculer un taux de chômage qui serait compatible avec la stabilité de l'inflation et des anticipations inflationnistes : le taux de chômage non inflationniste.

La méthode habituellement utilisée pour calculer le taux de chômage non inflationniste peut être illustrée par référence à la courbe de Phillips élargie que représente l'équation [1] et aux équations ci-après, portant respectivement sur la détermination des prix (par application aux coûts d'un taux de marque) et sur la formation d'anticipations adaptatives :

$$p_t = b_0 + b_1 \sum L_{1i}(w + s - q)_{t-i} + b_2 \sum L_{2i} p_{m,t-i} + b_3 Z_t, \quad [4]$$

$$pe_t = \sum L_{3i} p_{t-i}, \quad [5]$$

pétant le taux de variation des prix, s celui du taux d'imposition afférent aux cotisations patronales, augmenté de 1,  $\rho$  le taux de croissance tendanciel de la productivité,  $p_m$  le taux de variation des prix à l'importation et  $Z$  un vecteur d'autres variables pertinentes.  $L_{1i}$  représente un échelonnement de retards dont la somme est égale à 1, de même que  $L_{2i}$  et  $L_{3i}$ . Si  $Z$  ne comprend aucune variable ayant trait aux coûts, la contrainte  $b_2 = 1 - b_1$  doit jouer ; la contrainte  $b_0 = 0$  peut éventuellement jouer aussi, en fonction du contenu de  $Z$ . L'équilibre à long terme du bloc des salaires et des prix se caractérise par la stabilité de l'inflation, de la hausse des salaires etc. et la réalisation des anticipations, de sorte que :

$$pe_t = p_t = p_{t-i}, \quad [6]$$

et de même pour les autres variables. On peut résoudre les équations de forme réduite résultant du bloc des salaires et des prix par substitution des équations [4], [5] et [6] dans l'équation [1]. En laissant de côté les indices de période et en normalisant sur le taux de chômage compatible avec cet équilibre à long terme des

salaires et des prix, l'équation du taux de chômage non inflationniste ( $\bar{U}$ ) est la suivante :

$$\bar{U} = (1/a_2)[(a_0 + a_1.b_0) - (1 - a_1.b_1)w + a_1.b_1(s - q) + a_1.b_2.pm + a_1.b_3.Z + a_3.X]. \quad [7]$$

Selon cette approche, les déterminants structurels du taux de chômage non inflationniste sont la croissance tendancielle de la productivité, l'évolution tendancielle des termes de l'échange, le taux d'imposition afférent aux cotisations patronales et le salaire minimum. Comme on le relevait ci-avant, d'autres facteurs structurels, tels que le taux de compensation, etc., n'ont pas été inclus dans les équations et n'interviennent donc pas dans le calcul du taux de chômage non inflationniste. Celui qui ressort de l'équation [7] étant fonction de l'inflation salariale, la courbe de Phillips à long terme calculée de cette manière n'est pas verticale. Pour qu'elle le soit, il faut faire deux hypothèses : *i)* qu'à la longue la progression des salaires nominaux s'ajuste complètement sur la hausse des prix, c'est-à-dire que  $a_1 = 1$  ; *ii)* que l'on a affaire à une économie fermée, c'est-à-dire que  $b_1 = 1$  et  $b_2 = 0$ , ou encore que le taux de change s'ajuste de manière à égaliser sur la période pertinente la variation des coûts intérieurs et celle des prix à l'importation, c'est-à-dire que  $w = pm$ . Compte tenu de ces hypothèses, et en admettant que  $b_2 = 1 - b_1$ , l'équation [7] se ramène à :

$$\bar{U} = (a_0 + b_0 + b_1(s - g) + b_3.Z + a_3.X)/a_2, \quad [8]$$

ce qui implique l'absence de relation entre l'inflation salariale et le chômage et donc une courbe de Phillips verticale à long terme.

A partir des paramètres des équations de salaires estimées et de ceux des équations de prix du modèle INTERLINK, on peut calculer un taux de chômage non inflationniste se fondant sur l'équation [7]. Comme indiqué ci-dessus, on a besoin de valeurs d'équilibre pour les déterminants du taux de chômage non inflationniste. En l'absence de ces données, on a utilisé le taux de progression moyen de  $w$ ,  $pm$ ,  $s$  et  $q$  ; comme ces taux varient, il en ira de même des taux de chômage non inflationnistes ainsi estimés. L'utilisation de valeurs effectives, au lieu de valeurs d'équilibre, pour les déterminants du taux de chômage non inflationniste peut fausser les estimations en les rapprochant du taux de chômage effectif.

On trouvera au tableau 8 des estimations du taux de chômage non inflationniste provenant de calculs effectués selon la méthode décrite et indiquant les sources de la variation de ce taux. En général, ces résultats concordent avec ceux des études publiées dans ce domaine [cf. Braun (1984), Englander et Los (1983) et Layard et al. (1984)]. On observera que les résultats obtenus doivent donner lieu à des intervalles de confiance très importants, par suite de l'imprécision des coefficients et d'erreurs de formulation affectant les équations de salaires et de prix. De ce fait, et aussi par suite du manque de clarté analytique de cette notion lorsqu'on l'applique à une économie qui n'est pas dans un état d'équilibre à long terme, il n'est

**Tableau 8. Estimations du taux de chômage non inflationniste**

	Période	Taux de chômage moyen	Estimations du taux de chômage non inflationniste <sup>a</sup>		Variations du taux de chômage non inflationniste dues à : <sup>b</sup>					
			(1)	(2)	<i>s</i>	<i>q</i>	<i>pm</i>	<i>w</i>	Autres variables	
États-Unis	1967-1970	4.0	3	4½						
	1971-1975	6.0	6	5½	½	½	2	0		
	1976-1980	6.8	6	6	0	0	0	0		
	1981-1983	8.8	6½	6	-½	1	0	0		
Japon	1971-1975	1.4	1	1						
	1976-1980	2.1	1½	1½	0	0	½	0		
	1981-1983	2.3	2	2	0	0	0	0		
Allemagne	1967-1970	1.0	1	3						
	1971-1975	1.8	1½	2	0	-½	2	-1		
	1976-1980	3.6	3	3½	0	0	0	1½		
	1981-1983	6.3	8	5	0	0	3%	1½		
France	1967-1970	1.8	2½	6½						
	1971-1975	2.7	3%	2½	0	0	5	-3	½	-1
	1976-1980	5.2	3	3	½	1	-1	-1	-½	½
	1981-1983	8.3	8	4	-½	½	4½	0	½	0
Royaume-Uni	1967-1970	2.3	1	5%						
	1971-1975	3.0	7½	3½	½	-½	8½	-2		
	1976-1980	5.4	7%	7	0	4	-3½	-½		
	1981-1983	10.5	6	8	-1	1	-2½	1		
Italie	1967-1970	5.4	4½	7½						
	1971-1975	5.8	7	5½	-½	1	4	-2½		
	1976-1980	7.1	6½	6	0	1½	-1	-1		
	1981-1983	8.9	6½	5½	-½	0	½	0		
Canada	1968-1970	4.8	4	6						
	1971-1975	6.0	7	6½	0	-½	2½	-1	0	2
	1976-1980	7.7	8½	7½	0	1	0	0	½	0
	1981-1983	9.9	7½	7½	0	½	-1	-½	0	0
Autriche	1973-1975	1.4	1	1						
	1976-1980	1.9	1½	1½	0	0	0	½		
	1981-1983	3.3	2½	2	0	½	0	½		
Pays-Bas	1970-1975	3.6	4	3						
	1976-1980	5.7	5	5½	-½	1	-1	2		
	1981-1983	11.4	0½	8½	0	1	2½	2		

a) Les estimations du taux de chômage non inflationniste figurant dans la colonne 1 sont établies à partir des moyennes des données pertinentes pour les sous-périodes indiquées, celles de la colonne 2 à partir du taux de hausse moyen des prix à l'importation sur la période d'observation entière figurant au tableau 1.

b) Il s'agit des déterminants donnés dans l'équation [7]. Pour les équations de salaires non linéaires, ces variations sont des approximations. *s* est le taux de variation du taux d'imposition effectif afférent aux cotisations patronales majoré de l'unité, *q* la croissance tendancielle de la productivité, *pm* le taux de variation des prix à l'importation et *w* la croissance des salaires. Pour la France, les autres variables sont la croissance du salaire minimum et la croissance du taux moyen des impôts indirects majoré de l'unité ; pour le Canada, les autres variables sont la croissance du coût d'usage du capital et la variable muette mentionnée au tableau 7.

nullement évident que l'on puisse tirer des conclusions utiles pour l'action des pouvoirs publics à partir des taux de chômage non inflationnistes ainsi estimés. Ils peuvent au mieux donner une idée très approximative du moment où la situation du marché du travail pourrait engendrer des tensions inflationnistes. Dans tous les pays, au second semestre de **1984**, le taux de chômage dépassait, parfois de manière considérable, le taux non inflationniste estimé, ce qui donne à penser que l'incidence nette exercée par la demande sur la progression des salaires est actuellement négative et a des chances de le rester dans la plupart des pays, même si le chômage recule considérablement.

Cependant, l'hypothèse d'une hystérèse du taux de chômage naturel, qui semble se vérifier nettement dans le cas de l'Australie et, raisonnablement, dans celui du Royaume-Uni, a des conséquences un peu différentes. La répercussion négative actuellement exercée sur la hausse des salaires par l'écart qui sépare le taux de chômage effectif du taux naturel est destinée à s'effacer à mesure que ce dernier augmente. Dans ce cas, il n'existe pas de taux naturel ou non inflationniste bien défini. Ainsi, même sans tenir compte de l'inflation et des anticipations inflationnistes, non seulement il n'existe pas de relation à long terme entre la progression des salaires et le niveau du taux de chômage, mais il n'existe pas de taux de chômage d'équilibre qui soit indépendant du cheminement suivi pour l'atteindre [cf. Buiter et Gersovitz (1981)].

## V. FLEXIBILITÉ DES SALAIRES RÉELS ET NOMINAUX

Au cours des dernières années, on a recouru de plus en plus souvent à la notion de rigidité des salaires réels et nominaux pour expliquer les différences qui apparaissent dans l'évolution du chômage, particulièrement entre l'Europe et les États-Unis. Bien entendu, la flexibilité des salaires est une notion très large et très ambiguë, pouvant donner lieu à de nombreuses mesures [cf. Klau et Mittelstadt (1985)]. On s'attachera ici à deux mesures particulières, qui ne sont tributaires que des paramètres calculés des équations relatives aux salaires nominaux. L'analyse de ces mesures de la rigidité des salaires réels et nominaux constitue un cadre excellent pour situer des comparaisons entre les équations calculées pour les divers pays.

Des études dues à Sachs (1979), ainsi qu'à Branson et Rotenberg (1980) s'attachaient à l'importance de l'inertie dans la détermination des salaires nominaux. Selon que dans l'équation des salaires l'inflation est affectée de retards longs ou courts, les salaires réels seront flexibles ou rigides en présence d'un choc inflationniste, par suite de la rigidité (ou de la flexibilité) des salaires nominaux. La rigidité du salaire réel est donc à l'opposé de celle du salaire nominal. Selon ces

études, les États-Unis se caractériseraient par la flexibilité des salaires réels et la rigidité des salaires nominaux, du fait du décalage relativement long qui sépare l'inflation de la variation des salaires. Les autres pays industrialisés se caractériseraient par la rigidité des salaires réels et la flexibilité des salaires nominaux, par suite d'une plus forte indexation des salaires sur les prix. Sur la base de cette définition, les équations dont il a été fait état ci-avant seraient de nature à corroborer la distinction ainsi établie entre les États-Unis et les autres pays.

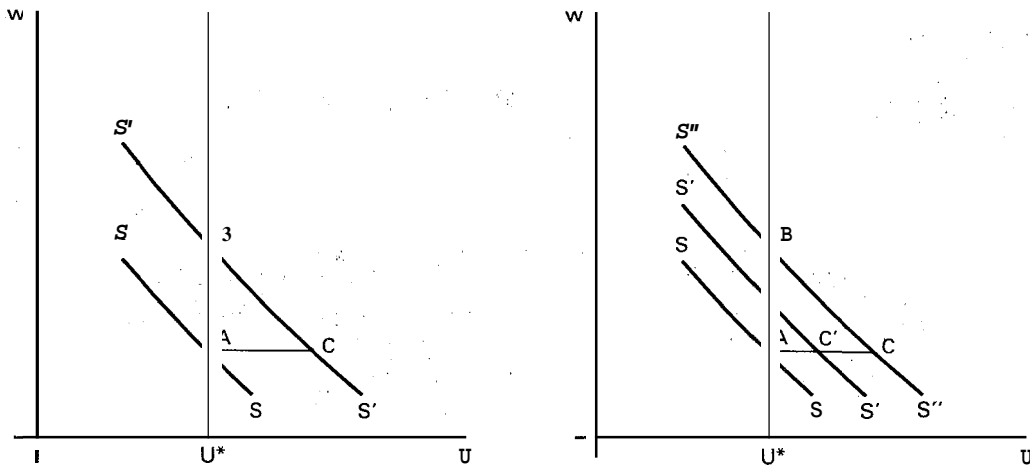
Grubb *et al.* (1983), ainsi que Gordon (1984), font valoir que le degré d'inertie nominale que présente l'équation des salaires ne suffit pas pour prouver l'existence d'une rigidité des salaires réels et/ou nominaux. Par exemple, alors que la rigidité des salaires réels et nominaux est censée expliquer l'évolution du chômage, les mesures évoquées plus haut ne nous disent nullement quel taux de chômage peut résulter d'un choc déterminé. Selon ces auteurs, une mesure plus adéquate de la rigidité des salaires réels serait l'augmentation du taux de chômage nécessaire pour compenser les répercussions inflationnistes **à long terme** d'un choc réel, défini comme un phénomène entraînant une modification du salaire réel d'équilibre (par exemple, un ralentissement de la croissance de la productivité par rapport à sa tendance, ou une modification des termes de l'échange). Il s'agit là en fait d'un indicateur de la sévérité (en termes de chômage) de la politique restrictive nécessaire pour maintenir l'inflation à un taux constant en présence d'un choc **défavorable**<sup>14</sup>. Les salaires réels sont donc d'autant plus rigides que les salaires nominaux réagissent moins au taux de chômage.

Le numéro 33 des *Perspectives économiques* de l'OCDE (juillet 1983, pp. 53-54) faisait appel à une définition très proche de la rigidité des salaires réels, à savoir la différence entre l'élasticité **à court terme** des salaires nominaux vis-à-vis de l'inflation et leur semi-élasticité à court terme vis-à-vis du taux de chômage<sup>15</sup>. Ainsi, la rigidité des salaires réels sera d'autant plus élevée que les salaires nominaux réagissent rapidement à un choc au niveau des prix (cf. Sachs et Branson et Rotenberg) et qu'ils sont insensibles au taux de chômage (cf. Grubb *et al.*).

On peut, à l'aide d'une courbe de Phillips stylisée, donner de ces résultats l'interprétation géométrique suivante (figure A, planche de gauche). A partir d'un équilibre initial A, on envisage un choc réel, tel qu'une détérioration des termes de l'échange, qui accélère l'inflation. S'agissant d'un choc réel, le niveau d'équilibre des salaires réels baisse et, dans le cas d'une politique d'accompagnement, l'inflation s'accélère. Cette évolution s'intégrant aux anticipations inflationnistes, la courbe de Phillips à court terme se déplace vers le haut, par exemple de SS en S'S' et, si le taux de chômage ne varie pas, l'inflation se stabilise en B à un taux plus élevé. Ce qui nous intéresse en l'espèce, c'est l'augmentation du chômage requise pour contrecarrer la hausse des salaires consécutive à l'accélération de l'inflation, autrement dit, le degré de rigueur de la politique monétaire, tel que le mesure l'accroissement du chômage. Selon la figure A, ce dernier doit s'élever de A à C. Il dépasse alors son taux naturel ( $U^*$ ), ce qui freine la hausse des salaires et bloque la spirale des salaires et des



FIGURE A



prix qui, à défaut, aurait mené au point B. Si la tension qui commençait à s'exercer sur les taux de salaires ne dure qu'une seule période, autrement dit, si les anticipations inflationnistes réagissent tout de suite et complètement à l'accélération de l'inflation, le chômage peut dès lors revenir à son niveau initial,  $U^*$ . Si l'on admet, en revanche, que l'accélération de l'inflation s'incorpore aux anticipations au cours de deux périodes successives, la courbe de Phillips à court terme se déplaçant vers le haut par paliers égaux (planche de droite), la mesure à court terme de la rigidité des salaires réels indique que le taux de chômage doit atteindre  $C'$  au cours de la première période et y rester durant deux périodes.

On trouvera au tableau 9 des estimations de la rigidité des salaires réels qui ont été faites en utilisant les coefficients d'élasticité à court et à long terme. Dans le cas des pays dont la courbe de Phillips n'est pas linéaire, la semi-élasticité des salaires vis-à-vis du taux de chômage est tributaire du niveau de ce dernier (cf. tableau 2). Les résultats correspondants du tableau 9 sont calculés à partir du taux de chômage moyen de la période d'observation, ainsi que de celui du premier semestre de 1984.

Aucune des élasticités à long terme vis-à-vis de l'inflation ne différant de l'unité de manière significative, le facteur essentiel de la variance des mesures à long terme de la rigidité des salaires réels est constitué par les écarts des semi-élasticités estimées pour le chômage. Sauf en ce qui concerne le Japon et l'Australie, une augmentation d'un point du taux de chômage exerce sur la hausse des salaires une incidence négative inférieure à 0.65 pour cent : dans le cas du Canada, de l'Italie,

**Tableau 9. Rigidité des salaires réels et nominaux**

	Taux de chômage	Élasticité des salaires nominaux <sup>a</sup>			Rigidité des salaires réels		Retard moyen des équations de salaires et de prix <sup>c</sup>	
		Vis-à-vis des prix		Vis-à-vis du chômage <sup>d</sup>	A court terme	A long terme	6	Rigidité des salaires nominaux 7 = 4 × 6
		A court terme	A long terme					
		1	2	3	4 = 1/3	5 = 2/3	6	7 = 4 × 6
États-Unis	quel-conque	0.22	1.01	0.33	0.67	3.06	5.00	3.35
Canada	quel-conque	0.31	0.95	0.57	0.54	1.67	1.50	0.81
Japon	1.7	0.93	0.93	3.31	0.28	0.28	0.50	0.14
	2.7			1.31	0.71	0.71		
Australie <sup>d</sup>	quel-conque	0.45	0.90	1.78	0.25	1.38	3.00	0.75
		0.33	0.66	0.48	0.69			
Allemagne <sup>e</sup>	2.7	0.44	0.88	0.25	1.76	3.52	2.00	3.52
	8.5			0.08	5.50	11.00		
France	quel-conque	0.47	0.94	0.31	1.52	3.03	3.00	4.56
Royaume-Uni	quel-conque	0.33	0.99	0.17	1.94	5.82	2.50	4.85
Italie	quel-conque	0.96	0.96	0.65	1.48	1.48	3.00	4.44
Autriche	3.9	0.48	0.97	0.58	0.83	1.67	3.00	2.49
	4.5			0.50	0.96	1.94		
Pays-Bas	5.1	0.47	0.94	0.44	1.07	2.14	2.00	2.14
	14.0			0.16	2.94	5.87		
Suisse <sup>f</sup>	quel-conque	0.52	1.04	0.30	1.73	3.47	3.00	5.19
		0.01	0.53	0.30	0.03	1.77		

a) Cette élasticité est calculée à partir des équations de salaires présentées au tableau 1 et comprenant un taux de chômage non retardé.

b) Pour le Japon, l'Allemagne, les Pays-Bas et l'Autriche, la courbe de Phillips étant non linéaire, la semi-élasticité des salaires nominaux vis-à-vis d'une hausse d'un point du taux de chômage est tributaire de la situation de référence. Elle a été calculée, dans le cas de ces pays, à partir du taux de chômage moyen de la période d'observation (première ligne) et de celui du premier semestre de 1984 (seconde ligne).

c) Pour l'équation des salaires, le retard moyen sur l'inflation est de 3.5 pour les États-Unis, 1.0 pour le Canada et le Royaume-Uni, 0 pour le Japon et 0.5 pour les autres pays. Le retard moyen sur les salaires dans les équations de prix est de 0.5 pour le Canada et le Japon, 1.5 pour les États-Unis, l'Allemagne, le Royaume-Uni et les Pays-Bas et 2.5 pour les autres pays.

d) La première ligne est calculée à partir de l'équation présentée au tableau 4, qui tient compte de l'hypothèse d'hystérèse du taux naturel de chômage ; la seconde ligne est calculée à partir de la courbe de Phillips normale, présentée au tableau 1.

e) Les estimations de la rigidité des salaires figurant à la troisième ligne tiennent compte des incidences exercées sur les salaires nominaux par l'évolution à court terme de la productivité, qui sont analysés dans le texte [cf. Coe et Gagliardi (1985) Appendice C].

f) Calculs fondés sur l'hypothèse d'une productivité constante. Dans la 1<sup>re</sup> ligne, il est supposé que le choc réel accroît les prix à la consommation et à la production de 1 pour cent ; dans la 2<sup>e</sup> ligne, que les prix à la consommation augmentent de 1 pour cent, mais que les prix à la production restent constants.

des Pays-Bas (aux taux de chômage historiques) et de l'Autriche, où la semi-élasticité afférente au chômage est de l'ordre de 0.5 à 0.6 pour cent, la rigidité à long terme des salaires réels est d'environ 1.5 à 2 ; pour les États-Unis, l'Allemagne (dans le cas d'un taux de chômage conforme à son niveau historique), la France et la Suisse, la semi-élasticité est d'environ un tiers de 1 pour cent, ce qui se traduit par une rigidité des salaires réels voisine de 3 ; en ce qui concerne le Royaume-Uni, l'Allemagne et les Pays-Bas (au taux de chômage actuel pour ces deux pays), la semi-élasticité est égale ou inférieure à 0.2 pour cent, ce qui engendre une rigidité des salaires réels égale ou supérieure à 6 (voir toutefois ce qui sera dit plus loin à propos de l'Allemagne). En Australie, l'hystérèse incorporée dans l'équation des salaires assure à long terme une semi-élasticité nulle, de sorte que la mesure de la rigidité à long terme des salaires réels ne peut être définie. Le Japon se distingue par la réaction la plus forte de la hausse des salaires au taux de chômage : la semi-élasticité correspondante y est comprise entre 1 et 3 suivant le niveau du taux de chômage, ce qui ramène à environ 0.3-0.7 la rigidité des salaires réels.

Il peut être plus intéressant, lorsque l'échelonnement des retards n'est pas le même pour l'inflation et pour le chômage, de se référer au rapport des élasticité à court terme. Ce sont les calculs relatifs aux États-Unis qui font le mieux ressortir l'écart entre les indicateurs de la rigidité des salaires réels fondés respectivement sur les élasticité à court et à long terme. Pour ce pays, si l'élasticité des salaires nominaux vis-à-vis de l'inflation est à long terme proche de 1, elle n'est que de 0.22 à court terme (sur un semestre), alors que leur semi-élasticité vis-à-vis du taux de chômage est de 0.33, tant à court qu'à long terme. De ce fait, si l'on se place dans l'optique de la statique comparative à long terme, il faudrait une augmentation de 3 points du taux de chômage pour contrecarrer un choc réel ayant temporairement pour effet d'accélérer l'inflation de 1 pour cent. Mais au cours de la première période, la hausse des salaires qui s'amorce n'est que de 0.22, de sorte qu'une augmentation de 0.67 point du taux de chômage suffit pour l'enrayer.

Sauf en ce qui concerne les États-Unis, le Japon et l'Italie, l'inflation passée intervient dans l'équation sous la forme d'une moyenne mobile sur deux ou trois semestres, de sorte que l'élasticité à court terme vis-à-vis de l'inflation représente la moitié ou le tiers de sa valeur à long terme. Dans le cas du Japon et de l'Italie, comme il n'est tenu compte que de l'inflation de la période en cours, les élasticité à court et à long terme sont égales. Lorsque l'on calcule la rigidité des salaires réels sous la forme d'un rapport des élasticité à court terme, on voit apparaître des écarts géographiques : ce sont le Japon, l'Australie et l'Amérique du Nord qui présentent la plus faible rigidité des salaires réels, vu leur forte sensibilité au chômage ou, dans le cas des États-Unis, du fait de la lenteur de la réaction des salaires à l'inflation ; une indexation relativement rapide et une faible sensibilité des salaires à la conjoncture font que l'Europe se caractérise par une plus grande rigidité des salaires réels ; le pays où celle-ci est le moins accusée est l'Autriche, grâce à une sensibilité relativement forte des salaires nominaux à la conjoncture.

Les équations de salaires estimées pour l'Allemagne et la Suisse sont inhabituelles car elles incorporent des variables supplémentaires qui devraient accroître la flexibilité des salaires telle que définie plus haut. Si le chômage varie de manière à contrecarrer l'amorce d'une hausse des salaires, il y aura probablement une évolution de la productivité dans le sens de la conjoncture qui aura pour effet de freiner la hausse des salaires nominaux et donc de limiter l'augmentation requise du chômage. Tablant sur un coefficient d'Okun égal à 2, Coe et Gagliardi (1985) estiment que, compte tenu des incidences conjoncturelles de la productivité, la rigidité des salaires réels se situe en Allemagne entre 0.5 et 0.6 environ, selon le niveau du taux de chômage et selon que l'on se réfère aux élasticités à court ou à long terme. Ces résultats sont donnés dans la troisième ligne concernant l'Allemagne, au tableau 9.

La croissance conjoncturelle de la productivité apparaît aussi dans l'équation de salaires de la Suisse. Mais étant donné le caractère conjoncturel de l'immigration nette, il n'est pas clair qu'il se produise un mouvement pro-cyclique de la productivité ayant une incidence importante sur la rigidité des salaires réels telle qu'elle est estimée au tableau 9. Si toutefois le choc réel consiste en une détérioration des termes de l'échange, la présence dans l'équation de salaires de la Suisse de l'écart entre l'inflation des prix à la consommation et celle des prix à la production a d'importantes conséquences pour la rigidité des salaires réels. Une détérioration des termes de l'échange entraînant une hausse de 1 pour cent des prix à la consommation, mais n'affectant pas les prix à la production intérieurs, se traduirait par une progression de l'inflation pratiquement nulle à court terme et égale à 0.53 pour cent seulement à long terme. Dans ce cas, illustré par la seconde ligne concernant la Suisse au tableau 9, la flexibilité des salaires réels se trouve renforcée, étant donné que l'équation estimée pour la Suisse implique que la main-d'œuvre est disposée à accepter la réduction du salaire réel induite par la détérioration des termes de l'échange.

Grubb *et al.* proposent en outre comme indicateur de la rigidité des salaires nominaux le produit de la mesure décrite ci-dessus de la rigidité des salaires réels par la somme des retards moyens afférents respectivement à l'inflation (dans l'équation relative à la courbe de Phillips) et aux salaires (dans l'équation des prix). Plus ces retards sont importants, plus est grande la rigidité des salaires nominaux. En l'absence de tout retard, elle serait nulle, ce qui signifie qu'elle suppose l'existence d'une certaine inertie nominale dans l'économie. Si l'on admet cette définition, il est clair que les salaires peuvent être simultanément rigides en termes réels et nominaux, la rigidité des salaires réels n'impliquant pas la flexibilité des salaires nominaux, ni *vice versa*. Selon cette définition, la rigidité des salaires nominaux nous renseigne donc sur la longueur de la période où le chômage (mesuré en points semestriels médians) devra rester au-dessus de son taux naturel pour compenser les répercussions inflationnistes d'un choc réel. Comme le montre le tableau 9, c'est le Japon qui présente la plus faible rigidité, pour les salaires tant réels que nominaux,

alors que par suite des retards relativement importants observés aux États-Unis, la rigidité des salaires nominaux y est beaucoup plus forte qu'au Canada, en Allemagne, en Australie et en Autriche, quoique un peu plus faible qu'en France, au Royaume-Uni et en Italie.

En conclusion, il importe de rappeler que ces mesures de la rigidité des salaires indiquent le degré de rigueur qui aurait été nécessaire pour contrecarrer les répercussions inflationnistes d'un choc réel, et non sur celui de la politique effectivement suivie. Qui plus est, elles ont été tirées des équations estimées pour les salaires, et les résultats sont donc sensibles à des changements de formulation, voire, dans le cas de certains pays, au niveau du chômage entrant dans les estimations. L'indicateur à court terme de la rigidité des salaires réels tend à confirmer l'idée recue qui veut que les salaires réels sont plus flexibles en Amérique du Nord, au Japon et en Australie qu'en Europe ; parmi les pays d'Europe, l'Allemagne, l'Autriche et la Suisse présentent, semble-t-il, le plus grand degré de flexibilité. Les différences géographiques sont moins marquées en ce qui concerne la rigidité à long terme des salaires réels ou nominaux. Mais quels que soient les indicateurs utilisés, il est clair que le Japon est le pays où les salaires sont le plus flexibles.

## NOTES

1. Les équations relatives au Japon, à l'Italie et au Canada diffèrent de celles dont rendaient compte Coe et Gagliardi (1985), et l'on a ajouté une équation pour la Suisse. Des modifications, relativement mineures, y ont été apportées à la lumière des simulations effectuées à l'aide d'un modèle complet. Un objectif important de notre recherche était l'amélioration du bloc des salaires que comporte le modèle INTERLINK, utilisé par le Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE aux fins de la simulation aussi bien que de la prévision. Il en résultait pour l'analyse un certain nombre de contraintes : les données utilisées sont des agrégats macro-économiques semestriels, tandis que les variables indépendantes doivent, soit être endogènes au modèle, soit constituer un instrument exogène de la politique économique. Il s'ensuit que les données en cause ne sont pas forcément toujours les plus adéquates pour la vérification de certaines des hypothèses examinées.
2. On fait souvent entrer aussi dans les équations relatives aux salaires un taux de chômage calculé pour un segment déterminé du marché du travail, tel que les hommes dans la force de l'âge, encore qu'au cours de ses recherches antérieures, le Secrétariat de l'OCDE n'ait pas constaté que le recours à ces définitions plus étroites conduise à des différences importantes. Dans l'équation de salaires de l'Italie, si l'on utilise un taux de chômage corrigé pour tenir compte des travailleurs relevant de la Cassa Integrazione Guadagni (organisme public qui indemnise le chômage temporaire à l'aide de fonds provenant de la sécurité sociale), la semi-élasticité vis-à-vis du chômage baisse d'environ 0.1, tandis qu'à d'autres égards, l'équation se dégrade considérablement. Une autre variable d'activité, moins directe, est le taux de croissance du produit réel ou de la production industrielle. Lorsqu'on remplace dans l'équation [1] le taux de chômage par le taux de progression du PIB réel (pour la période en cours ou sous forme de moyenne mobile sur deux périodes), celui-ci donne généralement lieu à un coefficient significatif et de signe correct ; toutefois, l'équation perd toujours de son pouvoir explicatif, tandis que s'accroît la corrélation sérielle des écarts d'estimation. Comme le montre le tableau 1, même pour des pays comme le Japon et l'Autriche, où le taux de chômage est resté relativement stable au cours de la période d'observation, les coefficients estimés sont néanmoins bien déterminés.
3. Cette formulation est examinée dans la prochaine *Étude* économique de l'OCDE sur la Suisse. En raison du caractère limité des données, on n'a pas pu utiliser la croissance monétaire comme instrument dans l'équation de salaires de la Suisse.
4. Dans le cas du Japon, par comparaison avec le logarithme, l'inverse du taux de chômage aboutissait à des réactions plus amorties des salaires et des prix lors de simulations effectuées à l'aide d'un modèle complet, résultat jugé plus conforme à la réalité. Pour la Suisse, la fourchette de variation de la variable d'emploi est de l'ordre de 95 à 105.
5. Selon cette formulation, l'hystérèse du taux de chômage naturel représente essentiellement une modification (affectée d'un retard important) de la définition du taux de chômage. Une autre vérification de cette hypothèse consisterait à faire des statistiques relatives au chômage de longue durée un substitut du chômage ((naturel)).
6. Grubb *et al.* (1983) rendent également compte de résultats empiriques compatibles avec l'hypothèse d'une hystérèse du taux de chômage naturel. Il convient de noter que la formulation de l'hystérèse pour le Royaume-Uni est stable et moins sensible que la formulation normale à l'inclusion de variables muettes (voir tableaux 10 et 11).
7. Le coefficient que les estimations attribuent à l'inflation augmente à mesure que le retard s'accroît de 0 à - 3 dans le cas des États-Unis, du Royaume-Uni, du Canada, de l'Autriche et des Pays-Bas et diminue dans celui des autres pays ; cf. Coe et Gagliardi (1985). tableau 5.

8. On trouvera chez Coe et Gagliardi (1985) les équations à forme réduite et à séries chronologiques utilisées pour estimer les anticipations (prévisions) inflationnistes.
9. A l'exception éventuellement des États-Unis (1979) et de l'Allemagne (1974), pour lesquels la variable muette était parfois significative, tout en entraînant une dégradation de l'équation dans son ensemble. Comme on le relevait plus haut, le terme constant comprend aussi implicitement un taux de chômage naturel constant. On observe avec intérêt que, parmi les équations figurant au tableau 4, qui comprennent un substitut explicite de ce taux naturel, la seule qui donne lieu à un terme constant dépourvu de signification concerne l'Allemagne, seul pays où la croissance de la productivité intervient de manière explicite.
10. On a utilisé deux définitions possibles des profits, rapportant l'excédent d'exploitation brut (selon les comptes nationaux), soit au PIB, soit au stock de capital brut, ce qui constitue une mesure du taux de profit. Pour ces mesures des profits, aussi bien que pour celles du taux de rétention (rapport du revenu disponible des ménages à leur revenu total, selon les comptes nationaux) et du taux d'imposition afférent aux cotisations patronales, les calculs ont été effectués sous trois formes différentes : variation absolue, pourcentage de variation et logarithme.
11. Cette distinction est soulignée par les études qui présentent explicitement la demande de main-d'œuvre comme fonction du salaire réel, net d'impôt, en termes de produit (salaire net des impôts à la charge des employeurs corrigé d'un indice des prix à la production) et l'offre comme fonction du salaire réel, net d'impôt, en termes de revenu (salaire net des impôts à la charge des salariés corrigé d'un indice des prix à la consommation) [Knøster et van der Windt (1985) et Wren-Lewis (1982)]. Outre les divergences d'évolution entre les prélèvements sur les salaires incombant respectivement aux employeurs et aux salariés, l'écart qui sépare ces deux définitions du salaire réel subit encore l'influence de deux facteurs : *il* le mouvement divergent des prix implicites de la dépense publique et des investissements par rapport aux prix à la consommation, ou la modification de leur poids respectif dans la variation de la production ; *ii*) les variations des termes de l'échange ou du degré d'ouverture de l'économie. Parmi ces facteurs, il est probable que le plus important est représenté par les variations des termes de l'échange, surtout dans le cas des petits pays à économie ouverte.
12. De même, si la croissance des prix à la production intérieurs progresse de 1 pour cent du fait d'une accentuation de la croissance des prix à l'exportation, l'inflation des prix à la consommation restant constante, l'inflation des salaires s'accroîtra de 0.51 point de pourcentage.
13. Von Beyme (1980), pp. 75-76, fait état des pourcentages suivants de syndicalisation de la main-d'œuvre : Autriche 60, Royaume-Uni 50, Australie 50, Pays-Bas 40, Allemagne 39, Japon 33, États-Unis 24, France 23 et Italie 22. Dans l'étude qu'ils ont récemment consacrée à la détermination des salaires au Royaume-Uni, Sumner et Ward (1983) ne parviennent pas non plus à mettre en lumière une incidence significative du salaire réel retardé. Les résultats obtenus par Andersen (1984) corroborent le modèle de la détermination négociée en ce qui concerne l'Allemagne et le Royaume-Uni. Knøster et van der Windt (1985) font également état d'importantes répercussions fiscales.
14. Dans le cadre de ce modèle, la rigidité des salaires réels n'est autre que l'inverse de la semi-élasticité des salaires vis-à-vis d'une augmentation de 1 point du taux de chômage, autrement dit, le coefficient à long terme du taux de chômage dans une courbe de Phillips linéaire. Il s'agit d'une semi-élasticité, puisqu'elle porte sur le pourcentage de variation des salaires résultant d'une augmentation d'un point (et non de 1 pour cent) du taux de chômage.
15. Du fait que Grubb et al. imposent le même échelonnement géométrique des retards tant au taux de chômage qu'à l'inflation (par l'inclusion dans l'équation qu'ils estiment d'une variable indépendante retardée), ils obtiennent des valeurs identiques pour les coefficients des élasticités à court et à long terme.

## ANNEXE

### A. Tests de stabilité

Selon la méthode des régressions récursives, on vérifie l'existence d'un glissement progressif des divers paramètres en effectuant les calculs sur un nombre de périodes accru à chaque fois d'une unité, opération qui est réalisée à la fois d'avant en arrière et d'arrière en avant [cf. Johnston (1984)]. Les coefficients Cusum et  $Cusum^2$ , calculés à partir des valeurs résiduelles de ces régressions, permettent de vérifier l'hypothèse de nullité qui implique l'identité des coefficients de régression correspondant aux diverses périodes d'observation. Les équations récursives ne sont pas rigoureusement comparables à celles dont on a rendu compte ci-avant, étant donné qu'elles ont été estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires et non des doubles moindres carrés, et qu'elles excluent toutes les variables muettes. Les résultats obtenus apparaissent au tableau 10. Si l'on se fonde sur le test du Cusum, l'hypothèse de nullité (stabilité de l'équation) n'est rejetée que dans le cas de la récursion effectuée d'avant en arrière pour l'Allemagne ; selon le test du  $Cusum^2$ , elle est rejetée pour le Japon, l'Allemagne, l'Italie, l'Australie et l'Autriche. Pour les formulations linéaires et non-linéaires correspondantes, les résultats obtenus sont analogues.

L'évolution du rapport logarithmique de vraisemblance de Quandt, que l'on peut calculer à partir des régressions récursives, indique quels sont les points où a pu intervenir une mutation structurelle plus soudaine. On a recherché, à l'aide de variables muettes, les mutations qui pourraient avoir affecté les termes constants, ainsi que certains des coefficients de pente, résultant des estimations. Sauf dans le cas du Canada, seules sont apparues comme significatives des mutations de courte durée affectant le terme constant, dont il est rendu compte au tableau 7. On a étudié au moyen du test de Chow la stabilité des équations estimées par la méthode des doubles moindres carrés et comprenant toutes les variables muettes qui figurent dans ce tableau. A cet effet, on a subdivisé la période d'observation en sous-périodes par référence aux chocs pétroliers de 1973 et 1979. Les résultats obtenus à l'aide du test de Chow figurent eux aussi au tableau 10. Sauf dans le cas de l'Autriche, ils ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de stabilité de l'équation lorsqu'on compare la période s'achevant en 1973 avec celle qui débute en 1974. On ne trouve trace de mutations structurelles plus récentes qu'en ce qui concerne le Royaume-Uni. Ainsi, dans le cas du Japon, de l'Allemagne, de l'Italie, de l'Australie et de l'Autriche, il se peut que l'inclusion de variables muettes ait éliminé les facteurs d'instabilité dont les tests effectués sur les régressions récursives permettent d'inférer l'existence.

### B. L'influence des variables muettes

On trouvera au tableau 11 les équations retenues, estimées sans aucune variable muette.

### C. Définition et sources des données

Pour tous les pays autres que les États-Unis, le Japon, l'Australie, l'Autriche et la Suisse, la mesure du salaire est constituée par le quotient de la masse des salaires versée par le secteur privé (selon les comptes nationaux) par l'effectif des salariés de ce secteur. Pour les États-Unis, il s'agit de l'indice ajusté de la rémunération horaire des ouvriers du secteur productif non agricole. Pour le Japon, il s'agit de l'indice du total des salaires et traitements, primes comprises, par travailleur permanent de l'ensemble des branches d'activité



**Tableau 10. Tests de stabilité**

	Test statistique					
	Test de Chow <sup>a</sup>		Régressions récursives <sup>b</sup>			
	Subdivision		Cusum		Cusum <sup>2</sup>	
	A fin 1973	A fin 1979	<i>f</i>	<i>b</i>	<i>f</i>	<i>b</i>
États-Unis	-0.79	1.34	0.91	0.85	0.16	0.11
Japon	2.27	1.21	0.52	0.59	0.31*	0.37**
Allemagne <sup>c</sup>	1.44	0.32	1.09"	0.66	0.33**	0.31*
France	-0.20	-1.21	0.83	0.54	0.17	0.24
Royaume-Uni <sup>d</sup>	0.39	3.19*	0.37	0.49	0.25	0.25
	0.11	1.59	0.39	0.30	0.20	0.23
Italie	-0.82	-0.29	0.31	0.33	0.27*	0.26*
Canada	0.34	0.37	0.71	0.43	0.21	0.18
Australie	0.15	0.73	0.64	0.58	0.19	0.31*
Autriche	7.09**	0.69	0.83	0.41	0.53**	0.54**
Pays-Bas	0.52	1.85	0.69	0.78	0.25	0.15
Suisse <sup>e</sup>	1.23	0.33	0.75	0.46	0.28	0.27

a) Test effectué sur les régressions calculées par la méthode des doubles moindres carrés et figurant au tableau 1 (tableau 4 pour l'Australie) y compris les variables muettes figurant au tableau 7.

b) Calcul portant sur des équations analogues à celles qui figurent au tableau 1 (tableau 4 pour l'Australie). estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires et à l'exclusion de toutes les variables muettes. *f* et *b* désignent, respectivement, les résultats obtenus pour la récursion effectuée d'arrière en avant et d'avant en arrière.

c) L'équation en cause comprend une moyenne mobile sur deux semestres de la croissance de la productivité.

d) La seconde ligne porte sur l'équation mentionnée au tableau 4, qui retient l'hypothèse d'une hystérèse du taux naturel.

e) L'équation prend en compte la croissance de la productivité et l'écart entre la hausse des prix à la consommation et celle des prix à la production intérieurs.

\* La stabilité est rejetée à l'intervalle de confiance de 5 pour cent, mais non de 1 pour cent.

\*\* La stabilité est rejetée à l'intervalle de confiance de 1 pour cent.

marchandes. Pour l'Australie, il s'agit des rémunérations totales dans le secteur non agricole, y compris les cotisations aux caisses de retraite privées et le revenu non monétaire. Pour l'Autriche, on considère la masse salariale totale (selon les comptes nationaux) par salarié. Pour la Suisse, on considère la masse salariale du secteur privé (dans l'optique des comptes nationaux) divisée par l'emploi total ; cette série a été obtenue à partir de données annuelles, l'indice des salaires dans le secteur manufacturier servant de série de référence.

Les **prix à la consommation** sont représentés par l'indice implicite des prix de la consommation privée, selon les comptes nationaux, les **prix à la production intérieure** par l'indice implicite des prix du PNB. Le **taux de chômage** est conforme à la définition nationale et représente le pourcentage des chômeurs par rapport à la population active civile. La **productivité** est le quotient du PIB réel par l'emploi total.

Pour la plupart des pays, on a calculé le **taux d'imposition** moyen en additionnant les impôts directs acquittés par les ménages et l'ensemble des cotisations de sécurité sociale (incombant tant aux employeurs qu'aux salariés) et en exprimant cette somme en pourcentage du revenu total des ménages. Dans le cas de l'Allemagne et des Pays-Bas, il s'agit de la somme des impôts assis sur les salaires et des cotisations de

	Terme constant	Taux de chômage ( $U$ )			Inflation	Autres	SEE	DW	$R^2$	Période d'observation
		$U$	$\log U$	$1/U$						
États-Unis <sup>b</sup>	2.28 (0.29)	-0.19 (0.09)			0.80 (0.13)	0.01 (0.01)	0.35	1.08	0.79	651-831
Japon	-2.94 (1.31)			8.78 (2.17)	0.96 (0.19)		.94	3.00	0.66	681-831
Allemagne	3.46 (0.60)		-1.18 (0.25)		0.43 (0.28)		.33	1.48	0.36	641-831
	1.60 (1.01)		-0.91 (0.26)		0.71 (0.30)	0.65 (0.27)	.24	1.56	0.45	641-831
France	2.23 (0.32)	-0.27 (0.08)			0.83 (0.13)	0.17 (0.03)	0.75	1.99	0.82	6411-831
Royaume-Uni <sup>c</sup>	3.62 (0.95)	-0.19 (0.15)			0.65 (0.18)		2.43	1.42	0.37	651-831
	3.19 (0.83)	-0.66 (0.28)			0.71 (0.16)		2.29	1.53	0.44	651-831
Italie	6.35 (1.52)	-0.69 (0.31)			1.03 (0.17)		2.67	2.06	0.49	6211-831
Canada	3.57 (0.58)	-0.52 (0.1)			1.15 (0.13)		1.18	1.73	0.65	611-831
Australie <sup>c</sup>	3.85 (1.60)	-0.61 (0.24)			1.04 (0.32)		2.49	1.83	0.42	6911-831
	1.42 (1.46)	-1.73 (0.55)			1.29 (0.33)		2.31	1.90	0.50	6911-831
Autriche	3.75 (1.57)		-2.88 (0.84)		0.75 (0.44)		1.53	2.85	0.39	7011-831
Suisse	-33.66 (11.86)	0.32 (0.12)			1.00 (0.10)	0.24 -0.55 (0.10) (0.15)	1.00	1.87	0.65	6511-831

a) Voir notes au tableau 1.

b) L'inflation est représentée par des moyennes mobiles distinctes sur deux et huit semestres, de coefficients respectifs 0.38 (erreur-type de 0.12) et 0.42 (erreur-type de 0.21).

c) Dans la seconde équation, le taux de chômage est représenté par  $U-U^*$  comme dans le tableau 4.

sécurité sociale incombant aux salariés, en pourcentage du revenu total des ménages. Le taux d'imposition afférent aux cotisations patronales est représenté par la somme des cotisations de sécurité sociale et des versements aux caisses de retraite privées incombant aux employeurs, en pourcentage du total des salaires et traitements.

Les profits correspondent à l'excédent brut d'exploitation selon les comptes nationaux, exprimé d'une part en pourcentage du PIB et d'autre part en pourcentage du stock de capital brut, c'est-à-dire sous la forme d'un taux de rendement du capital [voir Chan-Lee et Sutch (1985)].

Les données proviennent des Comptes Nationaux, des Statistiques trimestrielles de la population active et des Principaux indicateurs économiques de l'OCDE, ainsi que des comptes nationaux des divers pays étudiés.

Annexe 2. Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Les données de la base de données de la Commission européenne sur les indicateurs économiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

## BIBLIOGRAPHIE

- Andersen, P.S. (1984), « Real wages, inflation and unemployment », Documents de travail BIS, n° 9 (juillet).
- Artus, P. (1983), « Formation conjointe des prix et des salaires dans cinq grands pays industriels : peut-on comprendre les écarts entre les taux d'inflation ? », *Annales de l'INSEE* (janvier-mars) pp. 267-311.
- Branson, W.H. et Rotenberg, J.J. (1980), « International adjustment with wage rigidity », *European Economic Review* (mai), pp. 309-332.
- Braun, A.R. (1976), « Indexation of wages and salaries in developed economies », *IMF Staff Papers* (mars), pp. 226-71.
- Braun, S. (1984), « Productivity and the NAIRU (and other Phillips curve issues) », Document de travail n° 34, Board of Governors of the Federal Reserve System (février).
- Buiter, W.H. et Gersovitz, M. (1981), « Issues in controllability and the theory of economic policy », *Journal of Public Economics* (février), pp. 33-43.
- Chan-Lee, J.H. et Sutch, H. (1985), « Profits et taux de rendement dans les pays Membres de l'OCDE », Documents de travail de l'OCDE, n° 20 (mai).
- Coe, D.T. et Gagliardi, F. (1985), « Détermination des salaires nominaux dans dix pays de l'OCDE », Documents de travail de l'OCDE, n° 19 (mars).
- Englander, A.S. et Los, C.A. (1983), « Recovery without accelerating inflation », *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York (été), pp. 19-28.
- Friedman, M. (1968), « The role of monetary policy », *American Economic Review* (mars), pp. 1-17.
- Gordon, R.J. (1984), « Wage price dynamics and the natural rate of unemployment in eight large industrialised nations », rapport présenté à l'Atelier sur la dynamique des prix et la politique économique de l'OCDE.
- Green, C. et Cousineau, J.M. (1976), Chômage et programmes d'assurance-chômage, Conseil économique du Canada.
- Grubb, D., Jackman, R. et Layard, R. (1983), « Wage rigidity and unemployment in OECD countries », *European Economic Review* (mars/avril), pp. 11-39.
- Heap, S.P.H. (1980), « Choosing the wrong 'natural' rate: accelerating inflation or decelerating employment and growth? », *Economic Journal* (septembre), pp. 611-620.
- Henry, S.C.B., Sawyer, M.C. et Smith, P. (1976), « Models of inflation in the United Kingdom: an evaluation », *National Institute of Economics Review*.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, 3<sup>e</sup> édition, McGraw Hill.
- Klau, F. et Mittelstadt, A. (1985), « Flexibilité du marché du travail et chocs extérieurs sur les prix », Documents de travail de l'OCDE (Département des affaires économiques et statistiques), n° 24 (juillet).
- Knoester, A. et van der Windt (1985), « Real wages and taxation in ten OECD countries », Erasmus University, Rotterdam Institute for Economic Research Discussion Paper, Series No. 8501 g/m.
- Kuh, E. (1967), « A productivity theory of wage levels – an alternative to the Phillips curve », *Review of Economic Studies* (octobre), pp. 333-360.

- Laidler, D.E.W. and Parkin, M. (1975), « Inflation: a survey », *Economic Journal* (décembre), pp. 741-809.
- Layard, R., Basevi, G., Blanchard, O., Buiters, W. et Dornbusch, R. (1984), « Europe: the case for unsustainable growth », *Center for European Policy Studies* (n° 8/9).
- Modigliani, F. et Tarantelli, E. (1976), « Forze di mercato azione sindacale, e la curva di Phillips in Italia », *Moneta e Credito* (juin).
- Robertson, H. et McDougall, M. (1980), « The structure and dynamics of RDXF, September 1980 version », *Bank of Canada Technical Report* 26, pp. 119-123.
- Sachs, J. (1979), « Wages, profits and macroeconomic adjustment: a comparative study », *Brookings Papers on Economic Activity* (n° 2), pp. 269-333.
- Santomero, A.M. et Seater, J.J. (1978), « The inflation-unemployment trade-off: a critique of the literature », *Journal of Economic Literature* (juin), pp. 499-544.
- Solow, R.M. (1985), « Unemployment: getting the questions right », mimeo, rapport présenté à la Conférence sur l'augmentation du chômage (mai).
- Sumner, M.T. et Ward, R. (1983), « The reappearing Phillips curve », *Oxford Economic Papers, Special Supplement* (novembre), pp. 306-320.
- Thirlwall, A.P. (1983), « What are estimates of the natural rate of unemployment measuring? », *Oxford Economic Bulletin of Economics and Statistics* (mai), pp. 173-179.
- Von Beyme, K. (1980), *Challenge to power: trade unions and industrial relations in capitalist countries*, Sage Publications (Londres).
- Woodham, D.M. (1984), « Potential output growth and the long-term inflation outlook », *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York (été), pp. 16-23.
- Wren-Lewis, S. (1982), « A model of private sector earnings behaviour », *Treasury Working Paper No. 23* (juillet), H.M. Treasury.