

MUTATIONS MICRO-ÉCONOMIQUES ET DÉSINFLATION SALARIALE MACRO-ÉCONOMIQUE DANS LES ANNÉES 80

James H. Chan-Lee, David T. Coe et Menahem Prywes

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|-----|
| Introduction | 134 |
| I. Mesures micro-économiques et mutations institutionnelles affectant le marché du travail | 137 |
| A. Modifications de la politique micro-économique ayant trait à la protection sociale | 137 |
| B. Autres modifications de la politique micro-économique gouverne- mentale | 145 |
| C. Modification des procédures d'indexation et des méthodes de fixation des salaires | 147 |
| II. Quelles ont été les répercussions de ces mutations micro-économiques et institutionnelles sur l'évolution macro-économique des salaires ? . | 148 |
| A. Mutations micro-économiques et équations des taux de salaires agrégés | 149 |
| B. La stabilité des équations des taux de salaires agrégés au cours des années 80 | 154 |
| Conséquences pour l'action des pouvoirs publics | 160 |
| Annexe | 164 |
| Bibliographie | 171 |

Membres de la Division des questions économiques générales du Département des affaires économiques et statistiques, les auteurs remercient Jeffrey Shafer, Axel Mittelstädt et leurs collègues de la Branche des études nationales de ce Département.

INTRODUCTION

On a assisté depuis six ans à la désinflation des salaires et des prix la plus soutenue depuis la guerre de Corée. Contrairement à la période consécutive au premier choc pétrolier, où la hausse des salaires contribuait à renforcer l'inflation, l'évolution modérée des salaires nominaux est un facteur important de la désinflation qui caractérise les années **80** (graphique A) : si dans les sept grands pays de l'OCDE la hausse des salaires s'accélérait immédiatement après le second choc pétrolier, atteignant un taux de $10\frac{1}{2}$ pour cent, elle retombait à 4 pour cent en **1986**.


De nombreux facteurs contribuaient à ce recul de l'inflation salariale. Globalement, l'orientation de la politique macro-économique et plus particulièrement de la politique monétaire n'accompagnait pas le second renchérissement massif du pétrole. Le chômage s'aggravait brutalement, tandis que les prix du pétrole et des autres matières de base chutaient. En outre, on s'efforçait à nouveau d'accroître la souplesse de l'offre et de favoriser l'ajustement structurel par des mesures micro-économiques, que l'on justifiait en partie par le soutien qu'elles pouvaient apporter à l'orientation anti-inflationniste de la politique macro-économique.

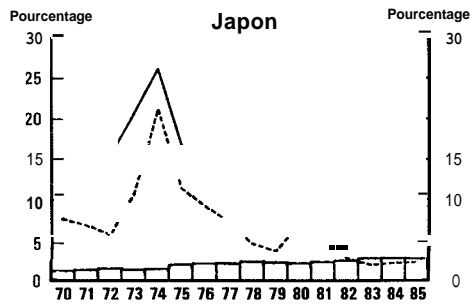
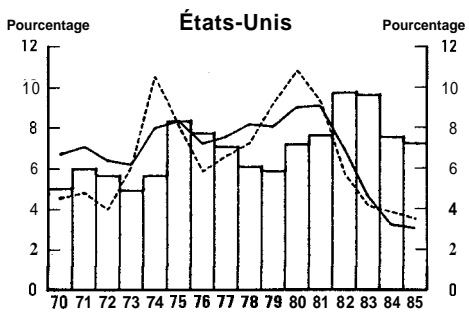
Cette évolution conduit à se poser certaines questions au sujet des modifications de la politique micro-économique et de la hausse globale des salaires : *i)* Quelles ont été depuis **1980** les modifications importantes de la politique micro-économique et de l'action réglementaire des pouvoirs publics susceptibles d'influencer le marché du travail ou la fixation des salaires ? *ii)* Quel a été l'effet de ces modifications sur l'évolution globale des salaires ou sur leur réaction à la conjoncture ? Ce sont ces questions qui vont être abordées dans l'étude qui suit.

Celle-ci se compose de deux sections. La section I procède à un tour d'horizon des dispositions prises dans les divers pays en ce qui concerne la réglementation du marché du travail et les mécanismes de fixation des salaires. Si ces dispositions ont été fort nombreuses et en général de nature à accroître la souplesse du marché du travail, elles ne représentent dans chaque pays pris en particulier que des modifications modestes et relativement récentes. Cependant, dans un certain nombre de domaines importants, tels que la progression du coût de la sécurité

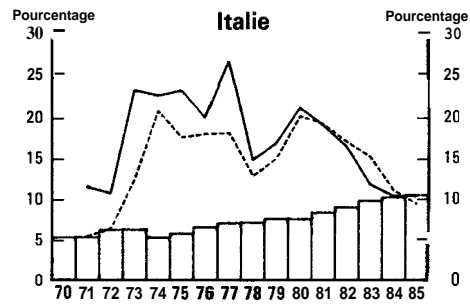
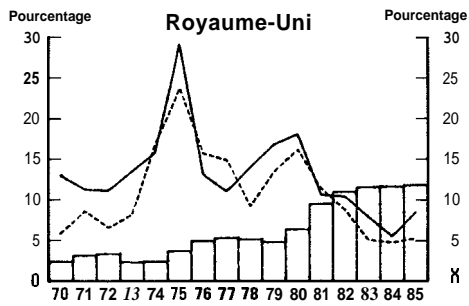
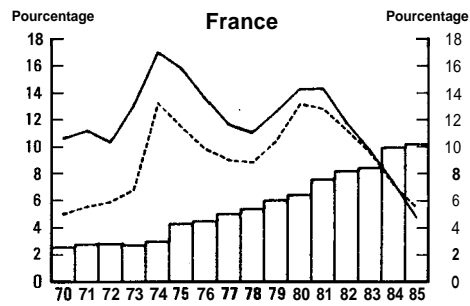
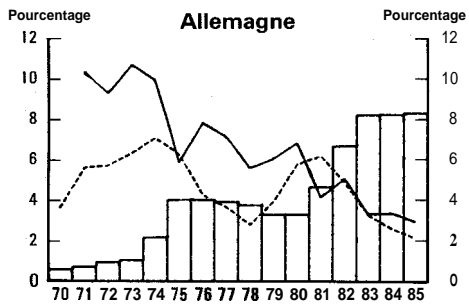
GRAPHIQUE A

ÉVOLUTION DES SALAIRES, INFLATION ET CHÔMAGE

— Évolution des salaires du secteur privé
 Évolution de l'indice de prix implicite de la consommation privée
 Taux de chômage

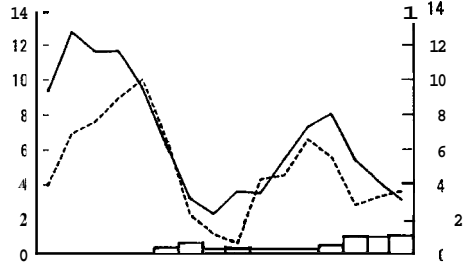
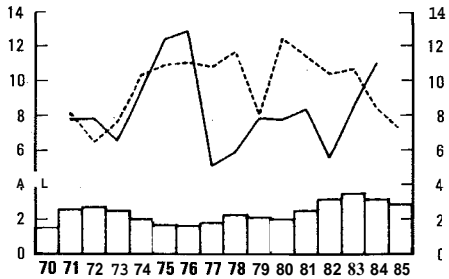
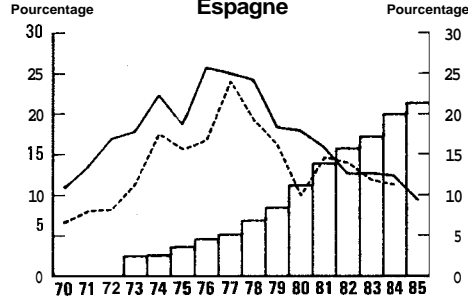
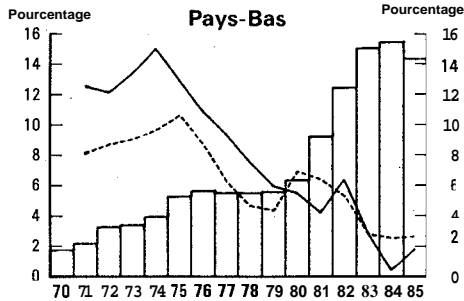
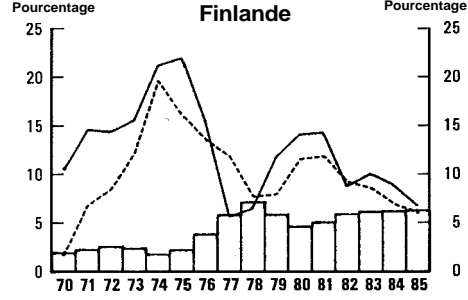
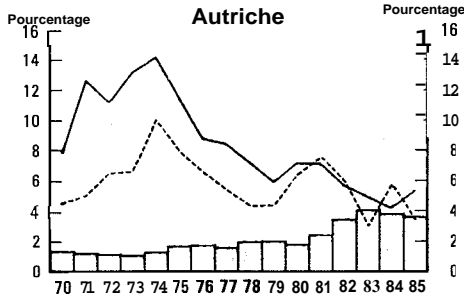
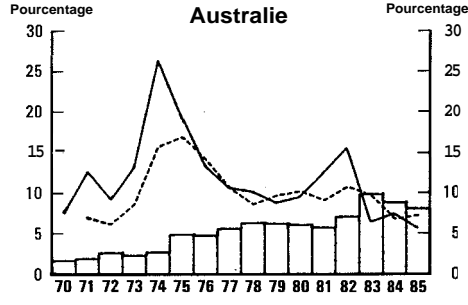
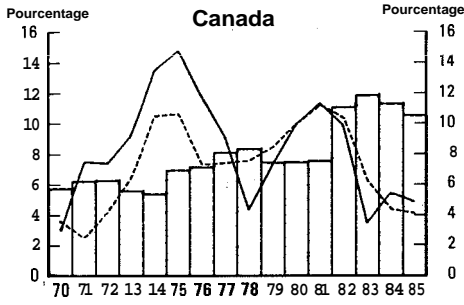


5



5

ÉVOLUTION DES SALAIRES, INFLATION ET CHÔMAGE



sociale et la générosité des allocations de chômage et du salaire minimum, l'évolution observée au cours des années 60 et 70 semble avoir été bloquée de manière décisive, voire inversée. La section II examine les répercussions que ces mutations micro-économiques et institutionnelles étaient susceptibles d'exercer sur l'évolution globale des salaires et en évalue l'importance quantitative dans le cadre d'équations de salaires, calculées empiriquement pour treize pays de l'OCDE. Si l'on a quelques raisons de penser que les mesures micro-économiques prises par les pouvoirs publics ont influencé l'évolution globale des salaires, des tests systématiques indiquent qu'il n'est guère possible d'affirmer statistiquement que la réaction des salaires à la conjoncture se soit modifiée. Ces résultats ont des conséquences pour l'action des pouvoirs publics que l'on présentera dans la dernière partie de cette étude.

I. MESURES MICRO-ÉCONOMIQUES ET MUTATIONS INSTITUTIONNELLES AFFECTANT LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Cette section procède à un tour d'horizon des modifications intervenues depuis **1980** dans la politique micro-économique, susceptibles d'avoir des répercussions sur le marché du travail, ainsi que des changements dans les méthodes de fixation des salaires pouvant résulter de dispositions prises par les pouvoirs publics, ou encore de l'évolution de la conjoncture macro-économique. La majeure partie de la documentation retenue a été tirée des *Études* économiques publiées par l'OCDE depuis **1980**. Beaucoup de ces études comportent en effet un chapitre consacré plus particulièrement au marché du travail.

A. Modifications de la politique micro-économique ayant trait à la protection sociale

Dans la plupart des pays de l'OCDE, on assiste depuis **1980** à un arrêt ou à un renversement de l'évolution qui conduisait auparavant les pouvoirs publics à renforcer la protection du travail ou la couverture sociale, notion que l'on définit ici comme l'ensemble des dispositions relatives aux allocations de chômage, au salaire minimum, aux normes d'hygiène et de sécurité, à la sécurité de l'emploi, aux indemnités de licenciement, aux règles d'embauche et de débauchage, aux droits syndicaux et aux autres aspects de la sécurité sociale qui imposent des contraintes au marché du travail ou y modifient les incitations (tableau **1**). Cette évolution reflète

Tableau 1. Résumé des modifications législatives et institutionnelles intervenues durant les années 80

| | Taux de compensation de l'assurance-chômage ^a | Salaire minimum ^a | Rémunération du secteur public ^a | Relations professionnelles | | Indexation | Outils de contrôle non salariaux |
|-------------|--|-----------------------------------|---|----------------------------|--------------|----------------------------|----------------------------------|
| | | | | Droit de grève | Licenciement | | |
| Etats-Unis | faible en baisse | faible en baisse | élevée stable | | | faible en baisse | faibles stables |
| Japon | moyen en baisse | non pertinent ^b | élevée en baisse | | | | faibles en hausse |
| Allemagne | élevé en baisse | pas de minimum légal | élevée en baisse | plus limité | | | moyens stables |
| France | élevé stable | élevé stable | en baisse | | facilité | forte en baisse | élevés en hausse |
| Royaume-Uni | moyen en baisse | non pertinent* | moyenne stable | plus limité | | | faibles en baisse |
| Italie | stable | pas de minimum légal | moyenne stable | | | forte en baisse | élevés stables |
| Canada | élevé en baisse | faible en baisse | élevée en baisse | | | faible en baisse | faibles stables |
| Australie | faible en hausse | fixé par le tribunal des salaires | moyenne stable | | plus coûteux | forte | faibles en hausse |
| Belgique | élevé en baisse | taux plus faible pour les jeunes | | | | forte réduction temporaire | moyens stables |
| Danemark | élevé en baisse | pas de minimum légal | élevée en baisse | | | forte abolie | |
| Pays-Bas | élevé en baisse | élevé en baisse | en baisse | | | forte suspendue | moyens stables |
| Norvège | élevé stable | pas de minimum légal | moyenne stable | | | | moyens stables |
| Espagne | élevé en baisse | moyen en baisse | élevée en baisse | | facilité | forte en baisse | |
| Suède | élevé en hausse | pas de minimum légal | en baisse | | | | élevés stables |

a) Par rapport au salaire ouvrier moyen.

b) Le salaire minimum est nettement inférieur au taux du marché.

c) Ne concerne qu'une faible partie de la main-d'œuvre, couverte par les accords conclus dans le cadre des "Wage Councils" ; pour les jeunes, il existe un minimum plus bas.

Note: Les blancs indiquent l'absence d'informations, ou la stabilité. Les niveaux indiqués (faibles, moyens ou élevés) situent le pays en cause par rapport à l'ensemble des pays étudiés.

dans une large mesure l'idée que le bon fonctionnement des marchés du travail ait pu être compromis par des réglementations et des politiques visant à résoudre des problèmes bien spécifiques sans tenir compte de leurs répercussions possibles sur la politique économique et sociale.

1. Taux de compensation de l'assurance-chômage

Dans la plupart des pays de l'OCDE, le taux de compensation de l'assurance-chômage – rapport entre les allocations servies et le salaire moyen – a baissé depuis 1980. Les conditions d'attribution ont elles aussi été resserrées dans pratiquement tous les pays, tandis que le droit de refuser un emploi moins qualifié était réduit dans certains d'entre eux (par exemple, les Etats-Unis et l'Allemagne). Nombre de pays ont renforcé l'incitation au travail en élargissant l'écart entre la rémunération des actifs et celle des inactifs, par des mesures telles que l'assujettissement des allocations de chômage à l'impôt sur le revenu. Simultanément, un complément ou une prolongation d'indemnités sont de plus en plus souvent attribués à des catégories particulières, notamment aux travailleurs âgés, à mesure que le chômage de longue durée conduit à l'épuisement des allocations initiales (ainsi, aux Etats-Unis, en Allemagne, en France, aux Pays-Bas et en Suisse).

Les modifications intervenues dans ce domaine sont illustrées au tableau 2, qui présente des *taux de compensation micro-économiques* hypothétiques, tirés de diverses publications². Il s'agit dans tous les cas d'un chômeur marié, ayant deux enfants et un conjoint inactif, et dont la rémunération correspondait au salaire moyen ; le taux de compensation est calculé après un an de chômage et tend à diminuer avec le temps, notamment aux Etats-Unis, où la période de couverture est beaucoup plus courte. En comparant les trois dernières colonnes de ce tableau, on est frappé par la sensibilité du taux de compensation au niveau de la rémunération antérieure, tandis que les colonnes 3 et 4 font apparaître l'importance de la situation familiale et des dégrèvements d'impôt dont bénéficie le revenu du conjoint. Dans les pays où l'on dispose de ces informations, les taux de compensation hypothétiques ont tendance à s'élever dans les années 70 et à baisser dans les années 80. La deuxième partie du tableau 2 présente, pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, des estimations du taux de compensation micro-économique effectif, calculées à partir de données sur les revenus individuels. Parmi les pays pour lesquels on dispose d'informations, c'est aux Etats-Unis et en Australie que le taux de compensation est le plus bas, au Danemark, en Italie, en Irlande et aux Pays-Bas qu'il est le plus élevé.

Une autre illustration est fournie par le tableau 3, qui présente des *taux de compensation macro-économiques* (allocations versées par chômeur, en pourcentage de la rémunération moyenne des salariés des industries manufacturières).

Tableau 2. Taux de compensation micro-économiques de l'assurance-chômage^a
Pourcentages

| A. TAUX HYPOTHÉTIQUES | | | | | | | | |
|---|-------------------|-------------------|----------------|-------------------|--------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------|----|
| Chômeur marié gagnant le salaire moyen, avec deux enfants et un conjoint inactif, durant la première année de chômage | | | | | | | | |
| 1974 ^b | 1978 ^c | 1980 ^d | | 1981 ^e | 1982 à 1983 ^f | | | |
| | | Conjoint inactif | Conjoint actif | | Pour un chômeur dont le salaire est: | | | |
| | | | | | Moyen | Egal aux deux tiers de la moyenne | Egal au double de la moyenne | |
| Etats-Unis | 60 | | | 48 | | | | |
| Allemagne | 68 | 88 | 66-56 | 85 | 65 | 70-72 | 100 | 53 |
| France | 64 | 86-97 | 82-98 | 92-99 | | 72-71 | 89 | 57 |
| Royaume-Uni | 61 | 85 | 80 | 99 | 58 | 74-76 | 87 | 44 |
| Italie | | | | | | 90-80 | | |
| Canada | 81 | | 63 | 81 | 70 | | | |
| Australie | | | | | 55 | | | |
| Belgique | | | | | | 80-82 | .. | .. |
| Danemark | | | | | | 97-93 | .. | .. |
| Irlande | | | | | | 90-80 | .. | .. |
| Pays-Bas | | | | | | 88-82 | .. | .. |
| Suède | .. | | 92-40 | 96 | | | .. | .. |
| B. TAUX DE COMPENSATION EFFECTIFS | | | | | | | | |
| | 1968 | 1975 | 1978 | 1980 | 1982 | 1983 | | |
| Etats-Unis | | | | 39 | | | | |
| Royaume-Uni | 87 | 75 | 79 | 73 | 60 | 60 | | |

a) Ces estimations portent sur le taux de compensation net (à l'exception des colonnes 3 et 4). Le numérateur comprend les allocations de chômage, ainsi que les allocations familiales et autres transferts sociaux, sous déduction des impôts. Le dénominateur comprend le revenu moyen, augmenté des transferts sociaux et diminué des impôts et cotisations de sécurité sociale.

b) Source: OCDE (1979).

c) Source: OCDE (1982). Ces chiffres portent sur les six premiers mois de chômage et ne correspondent pas exactement au taux de compensation, mais au taux de garantie de ressources, c'est-à-dire au quotient du revenu annuel moyen des chômeurs par le revenu moyen de salariés comparables, l'un et l'autre nets d'impôts. Le taux de garantie de ressources est en général supérieur au taux de compensation, dans la mesure où les travailleurs ne sont pas en chômage toute l'année.

d) Source: Centre d'Études des Revenus et des Coûts (1982). Lorsque deux chiffres sont indiqués, ils correspondent à des régimes d'assurance différents. En Suède et en Allemagne, il existe un régime d'assurance et un régime d'assistance, le premier couvrant un champ plus large. En ce qui concerne la France, il s'agit de travailleurs au chômage pour raisons économiques (30 pour cent) ou pour toute autre raison (70 pour cent).

e) Source: OCDE (1984). Pour les Etats-Unis, le chiffre concerne le Michigan, pour le Canada, l'Ontario.

f) Source: Commission des Communautés Européennes (1986). Dans la colonne 'salaire moyen', le premier chiffre se situe au terme d'un mois de chômage (juillet 1982), le second de treize mois (juillet 1983). Pour l'Italie, les chiffres concernent uniquement l'industrie.

g) Les estimations concernant les Etats-Unis sont celles de Vroman (1980). Les estimations concernant le Royaume-Uni sont celles de Dilnot et Morris (1983). Ces deux études se fondent sur le revenu effectif de particuliers.

Tableau 3. Taux de compensation macro-économiques de l'assurance-chômage^a

Pourcentages

| | Etats-Unis | Japon | Allemagne | France ^b | Royaume-Uni ^c | Italie | Canada | Australie ^d | Belgique | Danemark | Pays-Bas | Norvège | Espagne ^d | Suède | Suisse ^d |
|------|------------|-------|-----------|---------------------|--------------------------|--------|--------|------------------------|----------|----------|----------|---------|----------------------|-------|---------------------|
| 1960 | 13 | 22 | 38 | 41 | 25 | 4 | 29 | | | 31 | | 23 | | 47 | |
| 1961 | 15 | 26 | 41 | 49 | 25 | 6 | 29 | | | 27 | | 25 | | 40 | |
| 1962 | 13 | 39 | 62 | 60 | 26 | 6 | 29 | | | 29 | | 22 | | 37 | |
| 1963 | 11 | 47 | 83 | 84 | 32 | 7 | 29 | | | 26 | | 24 | | 33 | |
| 1964 | 11 | 46 | 61 | 78 | 27 | 7 | 29 | | 53 | 37 | | 19 | | 32 | |
| 1965 | 10 | 46 | 58 | 63 | 28 | 8 | 31 | | 53 | 36 | | 19 | | 38 | |
| 1966 | 9 | 41 | 41 | 67 | 27 | 6 | 37 | | 45 | 41 | | 19 | | 32 | |
| 1967 | 10 | 38 | 42 | 50 | 36 | 5 | 39 | | 44 | 54 | 55 | 17 | | 41 | |
| 1968 | 9 | 37 | 45 | 44 | 35 | 5 | 40 | | 38 | 58 | 60 | 15 | | 41 | |
| 1969 | 9 | 36 | 70 | 50 | 32 | 5 | 43 | | 38 | 59 | 75 | 18 | | 41 | |
| 1970 | 11 | 39 | 89 | 39 | 31 | 4 | 40 | | 37 | 59 | 95 | 17 | | 34 | |
| 1971 | 12 | 42 | 84 | 32 | 32 | 7 | 43 | | 43 | 64 | 71 | 20 | | 27 | |
| 1972 | 12 | 38 | 71 | 29 | 34 | 5 | 60 | | 48 | 68 | 57 | 20 | | 33 | |
| 1973 | 9 | 38 | 60 | 30 | 28 | 5 | 63 | | 46 | 71 | 51 | 18 | 28 | 32 | |
| 1974 | 11 | 40 | 46 | 28 | 32 | 8 | 60 | | 46 | 65 | 53 | 13 | 34 | 40 | |
| 1975 | 17 | 36 | 48 | 28 | 27 | 9 | 54 | | 53 | 67 | 41 | 14 | 43 | 35 | 86 |
| 1976 | 15 | 29 | 38 | 29 | 27 | 8 | 49 | | 46 | 65 | 42 | 21 | 34 | 41 | 98 |
| 1977 | 11 | 29 | 31 | 29 | 27 | 6 | 43 | 27 | 47 | 62 | 40 | 20 | 35 | 49 | 84 |
| 1978 | 8 | 28 | 35 | 30 | 24 | 7 | 43 | 25 | 46 | 63 | 39 | 21 | 33 | 50 | 60 |
| 1979 | 8 | 27 | 40 | 34 | 21 | 8 | 41 | 24 | 46 | 62 | 46 | 24 | 34 | 52 | 59 |
| 1980 | 10 | 29 | 40 | 35 | 22 | 7 | 41 | 23 | 44 | 60 | 49 | 31 | 31 | 51 | 51 |
| 1981 | 8 | 28 | 42 | 37 | 20 | 9 | 37 | 26 | 45 | 60 | 46 | 31 | 36 | 50 | 61 |
| 1982 | 9 | 28 | 37 | 39 | 24 | 10 | 36 | 33 | 40 | 59 | 43 | 31 | 28 | 50 | 80 |
| 1983 | 9 | 24 | 30 | 40 | 19 | 10 | 36 | 28 | | 56 | 34 | 33 | 21 | 57 | 72 |
| 1984 | 7 | 24 | 26 | 36 | 18 | 10 | 38 | 29 | | 54 | 32 | 32 | 18 | 53 | 55 |

141

a) Taux de compensation de l'assurance-chômage = quotient des indemnités de chômage selon les comptes nationaux par le nombre de chômeurs, divisé par le quotient de la rémunération des salariés des industries manufacturières par l'effectif correspondant. Contrairement aux estimations du tableau 2, ces chiffres excluent les autres transferts sociaux et ne sont pas corrigés de la fiscalité.

b) Le chômage ne comprend pas la retraite anticipée.

c) Non compris les prestations complémentaires dont bénéficient les chômeurs dans le cadre du régime général de sécurité sociale.

d) Ces taux sont calculés à partir de la rémunération des salariés dans l'ensemble de l'économie et non dans les seules industries manufacturières, ce qui a pour effet de les élever, les salaires industriels étant plus hauts.

Malgré les gros problèmes théoriques et statistiques qu'ils soulèvent, ces taux de compensation donnent une indication approximative de la « générosité » relative des systèmes d'indemnisation du chômage. Ils sont nettement inférieurs aux taux micro-économiques correspondants, du fait des critères d'attribution fondés sur l'emploi antérieur, de la limitation des périodes d'indemnisation, de l'exclusion d'autres prestations sociales (telles que les allocations familiales) et de l'influence exercée par la fiscalité³. Sauf en ce qui concerne l'Italie, la Norvège et la Suède, cet indicateur accuse de très fortes baisses par rapport aux maxima précédemment atteints. Dans la plupart des pays, le taux de compensation macro-économique est stable ou en baisse depuis **1980**⁴. Cette évolution générale – hausse à partir d'un niveau déjà élevé à la fin des années 60 et au début des années 70, baisse dans les années **80** – est analogue à celle des taux micro-économiques figurant au tableau 2.

2. Le salaire minimum

Au cours des années **80**, le salaire minimum a été bloqué en termes nominaux ou réduit en termes réels aux Etats-Unis (salaire minimum fédéral), au Canada (en ce qui concerne l'Ontario et le Québec), aux Pays-Bas et en Espagne (tableau 4). La fixation d'un minimum plus bas pour les jeunes travailleurs est devenue plus fréquente en Europe : les Pays-Bas réduisaient de 10 pour cent, en **1983**, le salaire minimum nominal des travailleurs âgés de moins de **23** ans ; la Grèce abaissait en **1984** celui des apprentis ; la Belgique en faisait autant en **1978** pour les travailleurs âgés de moins de 21 ans ; au Royaume-Uni, ces derniers étaient dernièrement soustraits à la compétence des « wage councils », qui établissent un salaire minimum pour quelque 11 pour cent de la main-d'œuvre.

Dans quelques pays, le salaire minimum était augmenté en termes réels, à la suite d'un changement de gouvernement. En France, il augmentait de quelque **20** pour cent par rapport aux prix à la consommation de **1981** à **1986** ; en Grèce, le salaire minimum réel connaissait une hausse sensible entre **1980** et **1985**. En Allemagne, en Italie, en Norvège et en Suède, il n'existe pas de minimum légal. Au Japon, au Portugal, en Finlande et en Nouvelle-Zélande, il est fixé à un niveau trop bas pour avoir des répercussions pratiques.

3. Coûts de main-d'œuvre non salariaux

Les coûts de main-d'œuvre non salariaux – qui comprennent les cotisations de sécurité sociale et de retraite versées par les employeurs, mais non les congés payés, les allocations de maladie, etc. – représentent dans la plupart des pays de

Tableau 4. Le salaire minimum

| | 1965 | 1970 | 1975 | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 |
|--|-------|--------|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Etats-Unis | | | | | | | | | | |
| Dollars par heure | 1.25 | 1.60 | 2.10 | 3.10 | 3.35 | 3.35 | 3.35 | 3.35 | 3.35 | 3.35 |
| Salaire relatif ^a | 38.57 | 36.79 | 32.51 | 30.85 | 30.40 | 28.02 | 21.18 | 26.24 | 24.98 | |
| Salaire minimum réel ^b | 3.04 | 3.23 | 3.07 | 3.10 | 3.07 | 2.90 | 2.79 | 2.68 | 2.59 | 2.54 |
| France | | | | | | | | | | |
| Francs par heure | 1.98 | 3.42 | 1.21 | 13.80 | 16.30 | 19.18 | 21.50 | 23.53 | 25.44 | 26.52 |
| Salaire relatif ^a | 31.81 | 35.16 | 36.34 | 35.69 | 36.42 | 36.33 | 36.30 | 36.52 | 37.30 | |
| Salaire minimum réel ^b | 6.09 | 8.38 | 11.84 | 13.80 | 14.45 | 15.28 | 15.65 | 15.97 | 16.37 | 16.69 |
| Canada | | | | | | | | | | |
| Dollars canadiens par heure ^c | 0.94 | 1.44 | 2.48 | 3.26 | 3.52 | 3.70 | 3.10 | 3.91 | .. | .. |
| Salaire relatif ^a | 38.04 | 40.48 | 41.46 | 32.63 | 30.37 | 28.94 | 26.97 | 28.07 | .. | .. |
| Salaire minimum réel ^b | 2.35 | 2.96 | 3.67 | 3.26 | 3.11 | 3.02 | 2.84 | 2.81 | .. | .. |
| Pays-Bas | | | | | | | | | | |
| Florins par an | | .. | 18 694 ^d | 23 756 | 24535 | 25805 | 26420 | 25669 | 25641 | 25641 |
| Salaire relatif ^a | | .. | 72.60 ^d | 70.91 | 70.10 | 71.68 | 69.53 | 65.82 | 64.10 | 62.54 |
| Salaire minimum réel ^b | | .. | 25 177 | 23756 | 23066 | 23042 | 22954 | 21 754 | 21 173 | 21 113 |
| Espagne | | | | | | | | | | |
| Pesetas par mois | 1 800 | 3 465 | 7 988 | 21 933 | 24 907 | 28 440 | 32 160 | 34 740 | 37 110 | 40 140 |
| Salaire relatif ^a | 40.04 | 42.82 | 43.44 | 42.50 | 41.72 | 41.89 | 41.60 | 40.92 | 40.01 | |
| Salaire minimum réel ^b | 9 130 | 14 230 | 18 534 | 21 933 | 21 649 | 21 641 | 21 786 | 21 196 | 20 849 | 20 152 |

1 43

^{a)} Salaire minimum en pourcentage du salaire moyen des industries manufacturières.

^{b)} Salaire moyen corrigé de l'indice implicite des prix de la consommation privée (1980 = 1.0).

^{c)} Moyenne pondérée du salaire minimum en Ontario et au Québec.

^{d)} 1976.

Source: OCDE, Principaux indicateurs économiques et bulletins statistiques nationaux.

Tableau 5. Coûts de main-d'œuvre non salariaux
en pourcentage des salaires pour l'ensemble de l'économie

| | 1960 | 1965 | 1970 | 1975 | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 ^a | 1986 ^a |
|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------------------|-------------------|
| Etats-Unis | 8.1 | 9.9 | 12.1 | 16.5 | 19.4 | 19.1 | 20.2 | 20.5 | 20.6 | 20.5 | 20.6 |
| Japon | .. | 1.9 | 9.0 | 9.9 | 12.4 | 13.9 | 14.1 | 14.5 | 14.6 | 14.1 | 14.1 |
| Allemagne | 15.9 | 15.3 | 11.1 | 20.9 | 22.4 | 22.1 | 22.8 | 23.4 | 24.0 | 24.2 | 24.0 |
| France | .. | 31.1 | 31.9 | 34.2 | 31.4 | 31.3 | 38.4 | 39.6 | 39.9 | 40.9 | 41.3 |
| Royaume-Uni | 1.4 | 8.1 | 10.1 | 13.5 | 15.2 | 16.0 | 15.8 | 16.0 | 15.5 | 15.0 | 14.8 |
| Italie | 35.2 | 33.1 | 38.5 | 39.6 | 35.3 | 34.6 | 35.5 | 38.0 | 38.3 | 38.2 | 38.1 |
| Canada | .. | 1.6 | 8.6 | 9.6 | 10.4 | 11.0 | 11.3 | 11.8 | 11.8 | 11.8 | 11.9 |
| Australie | .. | 3.4 | 3.5 | 5.0 | 5.8 | 6.1 | 6.1 | 1.2 | 7.7 | 8.0 | 8.0 |
| Belgique | | | 15.3 | 16.1 | 16.0 | 15.5 | 14.6 | 15.3 | 15.8 | .. | |
| Finlande | 11.1 | 14.3 | 16.1 | 20.3 | 22.8 | 22.5 | 22.1 | 21.1 | 21.3 | 22.5 | |
| Pays-Bas | | | 20.6 | 24.3 | 25.2 | 25.2 | 24.8 | 26.5 | 26.4 | 26.2 | 26.4 |
| Norvège | | | | 11.5 | 11.2 | 11.3 | 11.3 | 11.0 | 11.0 | .. | |
| Portugal | 9.1 | 10.4 | 12.3 | 15.5 | 16.8 | 11.3 | 18.6 | 20.2 | 20.4 | 20.8 | |
| Suède | .. | 11.5 | 15.1 | 24.5 | 31.2 | 38.1 | 38.4 | 38.0 | 37.6 | .. | |
| Suisse | 11.5 | 11.5 | 12.2 | 13.8 | 14.1 | 14.5 | 14.1 | 14.9 | 15.0 | .. | |

^{a/} Estimations.

Source: OCDE, *Comptes nationaux* et estimations de l'OCDE.

l'OCDE un élément appréciable de l'ensemble des coûts de main-d'œuvre, leur part pouvant atteindre 40 pour cent. Leur importance s'accroissait rapidement au cours des années 60 et 70 dans la plupart des pays de l'OCDE, par suite du développement des régimes d'assurance-maladie et de retraite et de la progression du chômage (Klau et Mittelstadt, 1986). Depuis 1980, cette hausse a pris fin dans la plupart des pays, la part des coûts non salariaux dans la masse des salaires restant relativement constante (tableau 5).

Dans les pays où les coûts non salariaux sont très élevés, quelques dispositions ont dernièrement été prises pour atténuer la charge qu'ils font peser sur les employeurs. En Italie, le montant global des cotisations patronales de sécurité sociale a été réduit en 1980. En France, les mesures prises pour stabiliser le coût de la sécurité sociale et en élargir la base de financement comprenaient le dé plafonnement et l'imposition en 1983 d'un prélèvement temporaire égal à 1 pour cent du revenu des particuliers. On a également fait davantage varier les taux de cotisations en exonérant certaines catégories sociales (jeunes et travailleurs à temps partiel) ou en modulant les taux de manière à ne plus décourager le recrutement de travailleurs à bas salaires. La Belgique a dernièrement abaissé les taux de cotisations de sécurité sociale pour les jeunes, le premier emploi et le temps partagé. Au Royaume-Uni, le

budget de 1985 restructurait les taux de cotisations de sécurité sociale en vue de stimuler la demande de main-d'œuvre à bas salaires, sans modification des recettes totales ; à cette fin, les taux étaient réduits pour les travailleurs à bas salaires et les plafonds de cotisations supprimés.

B. Autres modifications de la politique micro-économique gouvernementale

1. Relations professionnelles et droit du travail

Si la législation applicable aux relations professionnelles n'a guère subi de bouleversements au cours des dernières années, on a nettement tendance, dans nombre de pays, à interpréter de manière plus stricte la législation existante en matière de droit de grève et de reconnaissance syndicale. Au Royaume-Uni, l'Industrial Relations Act (1980-1984) imposait le scrutin à bulletins secrets pour l'élection des représentants syndicaux et le déclenchement d'une grève, des conditions plus strictes pour le vote d'un monopole d'embauche syndical et interdisait les piquets de grève lors des actions de solidarité. En Allemagne, une loi suspend le versement des allocations de chômage aux travailleurs mis à pied par suite de grèves engagées dans une autre branche d'activité. Si elle était soutenue par les tribunaux, cette loi serait de nature à réduire l'avantage que présentent les grèves sélectives, en allégeant la charge financière qu'un arrêt de travail fait peser sur les salariés et les syndicats.

Certains pays européens (tels la France et l'Espagne) ont atténué la portée de la législation relative à la sécurité de l'emploi, en assouplissant les conditions d'embauche et de débauchage, ainsi que de licenciement pour raisons économiques. On observe assez souvent un assouplissement des conditions légales de recrutement de nouveaux travailleurs sur des postes ne bénéficiant que d'une protection relativement faible (ainsi, en Allemagne et en France, cf. *Perspectives de l'Emploi de l'OCDE*, 1985).

2. Salaires du secteur public

Presque tous les pays de l'OCDE ont freiné au cours des dernières années la progression des salaires du secteur public. Le blocage des salaires (Etats-Unis et Nouvelle-Zélande) ou l'affaiblissement des clauses d'indexation (France, Italie, Belgique, Danemark et Pays-Bas) ont été chose courante. Dans de nombreux pays, la progression des salaires du secteur public a été systématiquement maintenue en-dessous de celle du secteur privé (Japon, Allemagne, Royaume-Uni, Autriche,

Danemark, Irlande, Grèce, Espagne et Suède). Aux Pays-Bas, les salaires du secteur public ont même subi une baisse en valeur nominale (de 3 pour cent en **1984**).

Ce freinage des salaires dans le secteur public s'est heurté à une forte résistance syndicale, en partie du fait que dans de nombreux pays les salariés de ce secteur sont plus fortement syndicalisés que ceux du secteur privé et jouissent éventuellement aussi d'une forte influence politique. Cependant, les pouvoirs publics se sont montrés de plus en plus disposés à être fermes en présence de grèves dures ou prolongées, comme celles qu'ont connues les Pays-Bas, le Danemark, la Belgique et la Finlande en **1984-85**, la grève des mineurs au Royaume-Uni en **1985** et celle des transports en France en **1986-87**. Dans un des cas les plus spectaculaires, le gouvernement fédéral américain ripostait en **1981** à la grève illégale des contrôleurs de la navigation aérienne par la dissolution de leur syndicat. Dans certains pays, les pouvoirs publics épaulaient le freinage des salaires du secteur public par la fixation de plafonds de dépenses (Royaume-Uni) ou des compressions d'emplois dans le secteur public (Etats-Unis, Royaume-Uni et Canada). De fait, la pression exercée sur les traitements des fonctionnaires qualifiés risque, dans un certain nombre de pays Membres, d'avoir atteint le point où toute compression supplémentaire serait un obstacle à leur recrutement et à leur conservation. Ainsi, au Royaume-Uni, les fonctionnaires de haut niveau ont bénéficié de très fortes augmentations (dépassant souvent **50** pour cent) en **1986**, année où en moyenne les salaires ont sans doute augmenté de manière comparable dans les secteurs public et privé. En Allemagne, la progression négociée pour **1986** est sans doute comparable à celle du secteur privé, après trois ans d'augmentations inférieures à la moyenne ; en Finlande et en Suède, les hausses négociées en **1986** dépassent peut-être celles du secteur privé.

3. Politique de la concurrence et des revenus

L'évolution des salaires subit l'influence de nombreux facteurs, dont la concurrence qui règne sur les marchés des biens ou l'intervention des pouvoirs publics dans la fixation des salaires et des prix. Comme on le verra ci-après, les sacrifices acceptés aux Etats-Unis par les travailleurs dans certaines branches à hauts salaires ont été une conséquence directe de la déréglementation de l'industrie des transports ou de l'intensification de la concurrence étrangère. Si d'importantes mesures de déréglementation ont été prises sur les marchés financiers et si une large privatisation est intervenue dans l'industrie des télécommunications, on semble bien s'être orienté au cours des années **80** vers un freinage de la concurrence étrangère sur les marchés des biens, comme le montre la part croissante des échanges extérieurs soumise au contingentement, à des restrictions volontaires des exportations et à des obstacles non tarifaires (OCDE, **1985**, *Coûts et avantages des mesures de protection*).

Sauf en ce qui concerne l'Autriche et les pays nordiques, et plus récemment la France, l'Espagne et l'Australie, les politiques des prix et des revenus ont perdu la faveur des pouvoirs publics au cours des années 80, du fait qu'elles n'avaient pas réussi, estimait-on, à limiter l'inflation au cours des années 70, si ce n'est pour de très brèves périodes, sans provoquer des distorsions des prix et/ou des salaires relatifs. Ces mesures n'ont donc joué qu'un rôle relativement mineur au cours des années 80. Les pouvoirs publics se sont efforcés en revanche d'assouplir la réglementation du marché du travail et d'encourager l'établissement de liens plus étroits entre les salaires et la situation financière des entreprises ou des branches, ce qui était de nature à affaiblir l'émulation salariale et à creuser les écarts de salaires. Ont fait exception à cette tendance la France et l'Espagne, qui adoptaient une politique des revenus dans le cadre d'une indexation *ex ante*, fondée sur un objectif d'inflation, ainsi que l'Australie, où un accord sur les salaires était conclu en 1983.

C. Modification des procédures d'indexation et des méthodes de fixation des salaires

1. Modification des procédures d'indexation

L'indexation officielle ou officieuse joue dans tous les pays un rôle crucial dans la détermination des salaires. La modification la plus importante intervenue depuis les cinq ou sept dernières années en Europe dans les méthodes de fixation des salaires est peut-être l'affaiblissement des clauses officielles d'indexation. Les années 80 se caractérisent par une tendance à la désindexation dans les pays où les dispositions d'indexation sont fortes ou ont un caractère officiel (Belgique-Luxembourg, France, Danemark, Grèce, Islande, Italie, Pays-Bas et Espagne, l'indexation ayant été ultérieurement rétablie en Belgique-Luxembourg). On observe également une légère tendance à l'allongement de la période d'ajustement des salaires (Italie, Belgique et Suisse). Même dans les pays où l'indexation officielle est peu importante, l'indexation de fait s'est affaiblie. Ainsi, en Allemagne, les négociations salariales de 1981-82 aboutissaient à des hausses de salaires inférieures au taux d'inflation observé.

Aux Etats-Unis, l'élément des conventions collectives représenté par l'indexation sur le coût de la vie a diminué. Au cours des années 70, période de forte inflation, le secteur syndicalisé attribuait une haute priorité à cette clause lors des négociations salariales, la proportion des travailleurs qu'elle couvrait passant de 25 à 60 pour cent entre 1970 et 1977. En 1983, elle était revenue à quelque 55 pour cent, évolution qui n'a rien d'inhabituel lors d'un recul de l'inflation, puisque

l'on constate qu'aux Etats-Unis la part de la main-d'œuvre couverte par des clauses d'indexation présente une corrélation positive avec le taux d'inflation. Au Canada, la part de la main-d'œuvre couverte par des clauses d'indexation est tombée de **35** pour cent vers la fin des années 70 à moins de 20 pour cent en **1986**.

2. Innovations dans la négociation des conventions collectives aux Etats-Unis

La nouveauté la plus frappante que l'on ait observée dans les pays de l'OCDE sur le plan des négociations salariales est constituée par la série de concessions acceptées par les syndicats américains depuis **1981**, qui ont souvent pris la forme d'un blocage du salaire de base, ou d'une baisse de la rémunération. De telles concessions n'ont rien d'inhabituel aux Etats-Unis, où les salaires avaient connu une baisse dans les industries manufacturières en **1955**, et à nouveau en **1959** ; ce qui est inhabituel, c'est la prolongation de ces concessions, bien au-delà du creux conjoncturel, ainsi que le nombre important des travailleurs concernés⁵. D'autres aspects exceptionnels des récentes négociations collectives aux Etats-Unis sont l'adoption d'un double niveau des salaires dans certaines branches, les nouveaux embauchés recevant une rémunération inférieure à celle des travailleurs plus anciens (par exemple, dans la construction automobile, le caoutchouc et la sidérurgie).

Aux Etats-Unis, les sacrifices acceptés par les négociateurs syndicaux représentaient peut-être une réaction normale à un niveau élevé et croissant du chômage. Dans une certaine mesure, ils correspondaient peut-être à une réaction concurrentielle aux écarts qui s'étaient régulièrement creusés au cours des années 70 entre les branches d'activité à hauts salaires, fortement syndicalisées, telles que l'automobile, la sidérurgie, la fabrication de biens d'équipement et les industries alimentaires, ou dans des branches touchées par la déréglementation, telles que le transport aérien, le camionnage et les autres activités de transport.

II. QUELLES ONT ÉTÉ LES RÉPERCUSSIONS DE CES MUTATIONS MICRO-ÉCONOMIQUES ET INSTITUTIONNELLES SUR L'ÉVOLUTION MACRO-ÉCONOMIQUE DES SALAIRES ?

Dans la première partie de cette section, on examine, à la lumière des courbes de Phillips étendues aux anticipations inflationnistes, les répercussions que pourraient exercer sur les salaires les mutations micro-économiques et institutionnelles évoquées ci-dessus. On y présente des estimations d'équations des taux de

salaires agrégés, ainsi que certains tests sur les incidences directes des mutations micro-économiques et institutionnelles. La seconde partie est consacrée à la recherche des incidences indirectes dans les valeurs résiduelles des équations estimées et à la présentation des résultats de tests de stabilité rigoureux.

A. Mutations micro-économiques et équations des taux de salaires agrégés

1. Quelles seraient les répercussions des mutations micro-économiques et institutionnelles sur l'évolution des salaires ?

On représente souvent la courbe de Phillips sous la forme sommaire d'une relation négative à court terme entre la progression des salaires et le chômage, compte tenu d'un certain niveau des anticipations inflationnistes et d'autres déterminants des salaires. Si le taux de chômage est au-dessus de son niveau naturel, des pressions désinflationnistes s'exercent sur le marché du travail et, à mesure qu'elles s'intègrent aux anticipations inflationnistes, la courbe de Phillips à court terme se déplace vers le bas, l'inverse étant vrai lorsque le taux de chômage est en-dessous de son niveau naturel. On pense donc habituellement que la courbe de Phillips d'équilibre à long terme est verticale lorsque le chômage se trouve à son niveau naturel, ce qui signifie qu'il n'y a pas d'arbitrage durable entre chômage et inflation. Dans le cadre d'un tel « modèle » du fonctionnement du marché du travail, les mutations micro-économiques et institutionnelles évoquées à la section I peuvent exercer trois séries de répercussions sur l'évolution des salaires :

- i)* Elles peuvent affecter la sensibilité des salaires à la conjoncture, c'est-à-dire modifier les paramètres estimés, y compris éventuellement la pente de la courbe de Phillips à court terme ;
- ii)* Elles peuvent affecter d'importants déterminants de la hausse des salaires, tels que le chômage, l'inflation escomptée, la croissance de la productivité, etc., c'est-à-dire provoquer un déplacement le long d'une courbe de Phillips à court terme (dans le cas d'une variation du chômage) ou un déplacement des courbes en question répondant à une variation d'autres déterminants de la hausse des salaires ;
- iii)* Elles peuvent affecter le taux de chômage naturel.

Ainsi, un affaiblissement des procédures d'indexation donne à penser que les variations du taux d'inflation pourraient se répercuter moins rapidement sur le niveau des salaires, ce qui signifie que la courbe de Phillips à court terme se serait déplacée plus lentement vers le bas durant le recul que l'inflation a connu au début des

années 80. Un affaiblissement du syndicalisme, sous l'influence éventuelle de la législation du travail ou de son application, aurait pu rendre les salaires plus sensibles à la situation du marché du travail, c'est-à-dire accroître la pente de la courbe de Phillips à court terme, une plus forte baisse de la progression des salaires répondant dès lors à une augmentation donnée du taux de chômage.

De manière plus générale, on a fait valoir que l'adoption à la suite du second renchérissement du pétrole d'une politique de non-accompagnement, renforcée dans le cas de certains pays par une restriction de la hausse des salaires dans le secteur public, constituait une modification de la politique économique qui à elle seule était de nature à modifier la structure des relations macro-économiques qui président à la détermination des salaires (Lucas, 1976 et Sims, 1982).

Les mutations micro-économiques et institutionnelles pourraient également avoir des répercussions sur le taux de chômage naturel. Selon la définition donnée par Friedman (1986), celui-ci est une notion correspondant à l'équilibre général et traduisant toutes les caractéristiques structurelles des marchés du travail et des biens. En influençant le salaire de mobilisation, une modification des mesures de protection sociale pourrait, pense-t-on, affecter le taux de chômage naturel. De même, le système des relations professionnelles, la politique de la concurrence, le pouvoir syndical, etc. sont autant de caractéristiques structurelles de l'économie, susceptibles d'affecter ce taux. Comme on le verra dans l'annexe, la formation des équations de taux de salaires agrégés examinées ci-après suppose implicitement un taux de chômage naturel qui, de même que la progression tendancielle de la productivité, est subsumé dans le terme constant. Une variation du taux de chômage naturel devrait donc se traduire par une variation de la constante estimée.

Une modification du marché du travail telle que les sacrifices acceptés par les négociateurs aux Etats-Unis pourrait elle-même simplement traduire les effets d'un taux de chômage élevé. En d'autres termes, elle pourrait n'être qu'un exemple normal, quoique largement rendu public, d'un recul de l'inflation salariale consécutif à un chômage important. Dans ce cas, la formulation des équations de salaires estimées tient déjà compte de cette répercussion. De la même manière, l'affaiblissement des syndicats européens, la tendance croissante à la décentralisation des négociations et le renforcement des liens entre les salaires et les possibilités de financement pourraient tenir à l'importance du chômage, plutôt qu'à une modification du processus d'ajustement des salaires.

2. Estimation des équations de taux de salaires agrégés

Des équations relatives aux taux de salaires nominaux agrégés sont estimées pour treize pays au tableau 6. Leur formulation est analogue à celle des équations

Tableau 6. Equations des taux de salaire agrégé^a

| | Constante | Taux de chômage (<i>U</i>) | | | Inflation ^c | Croissance de la productivité ^d | Autre ^e | SEE | DW | \bar{R}^2 |
|---|-------------------|---------------------------------------|-----------------|----------------|------------------------|--|--------------------|------|------|-------------|
| | | <i>U</i> [élasticité] ^b | <i>lnU</i> | <i>1/U</i> | | | | | | |
| Etats-Unis 1964I-85II | 4.19 (0.32) | -0.60 (0.07) | | | 1.00 (0.13) | 0.27 (0.09) | | 0.51 | 2.04 | 0.76 |
| Japon 1970II-85II | -2.97 (1.00) | -1.661 | | 6.82 (2.61) | 1.04 (0.15) | 0.64 (0.27) | -0.79 (0.33) | 1.07 | 2.05 | 0.92 |
| Allemagne 1964I-85II | 0.32 (0.64) | -0.14] | -0.42 (0.16) | | 0.99 (0.19) | 0.65 (0.14) | | 0.84 | 2.30 | 0.79 |
| France 1964II-84II | 2.31 (0.27) | -0.33 (0.05) | | | 1.09 (0.09) | | 0.10 (0.03) | 0.64 | 1.78 | 0.87 |
| Royaume-Uni 1964I-84II | 2.28 (0.56) | -0.15 (0.07) | | | 0.94 (0.10) | | | 1.50 | 2.14 | 0.74 |
| | 1.85 (0.48) | -0.44 (0.17) | | | 0.98 (0.09) | | | 1.43 | 2.32 | 0.77 |
| Italie 1971II-83II | 5.58 (2.67) | -0.60 (0.31) | | | 0.96 (0.21) | | | 2.02 | 2.03 | 0.59 |
| Canada 1966I-85I | 4.77 (0.70) | -0.51 (0.10) | | | 0.89 (0.18) | | | 1.29 | 2.07 | 0.58 |
| Australie 1970II-85II | 2.11 (2.55) | -0.39 (0.15) | | | 1.14 (0.55) | | | 1.94 | 1.99 | 0.66 |
| Autriche 1970II-85I | 2.66 (1.02) | -0.74] | -1.67 (0.47) | | 0.81 (0.29) | | -0.79 (0.37) | 1.02 | 2.38 | 0.73 |
| Finlande 1971II-85I | 2.12 (1.22) | -0.49 (0.20) | | | 1.0 (-) | 0.91 (0.45) | | 1.84 | 2.40 | 0.29 |
| Pays-Bas 1971II-85II | 3.48 (1.59) | -0.32] | -1.58 (0.50) | | 1.10 (0.23) | | | 0.87 | 2.08 | 0.87 |
| Espagne 1965I-84I | 2.98 (1.76) | -0.23] | -1.61 (0.51) | | 0.99 (0.16) | 0.82 (0.44) | 0.09 (0.06) | 1.74 | 2.15 | 0.60 |
| Suisse ^g 1969II-84II | -29.52 (12.67) | 0.45 (0.19) | | | 1.00 (0.15) | 0.26 (0.11) | -0.41 (0.28) | 0.96 | 2.50 | 0.71 |

a) La variable dépendante est la progression du taux des salaires, selon la définition donnée dans l'annexe. Toutes les équations sont estimées par la méthode des doubles moindres carrés à partir de données semestrielles corrigées des variations saisonnières. On a calculé l'écart-type d'estimation (*SEE*), le coefficient de Durbin-Watson (*DW*) et le coefficient de détermination (\bar{R}^2) à partir de la valeur effective des variables indépendantes, \bar{R}^2 étant fondé sur la somme des carrés des écarts. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses en dessous des coefficients estimés. Les variables muettes figurent au tableau A1.

b) Dans le cas des pays pour lesquels le taux de chômage est défini de manière non linéaire, les chiffres entre crochets indiquent l'élasticité des salaires par rapport au taux de chômage moyen de la période d'observation; ils sont comparables aux coefficients calculés pour les pays pour lesquels le taux de chômage est défini de manière linéaire.

c) L'inflation est représentée pour tous les pays par une moyenne mobile de la hausse actuelle et passée de l'indice implicite des prix de la consommation privée. Une moyenne mobile pondérée de deux périodes est utilisée pour le Japon (les coefficients étant 0.67, 0.33), l'Allemagne (0.75, 0.25) et l'Italie (0.6, 0.4). Pour les autres pays, il s'agit d'une moyenne mobile simple, de deux semestres (France, Australie, Pays-Bas, Suisse), trois semestres (Royaume-Uni, Autriche, Finlande), quatre semestres (Espagne), cinq semestres (Canada) ou sept semestres (Etats-Unis). Dans l'équation relative à la Finlande, le coefficient de l'inflation est arbitrairement fixé à un.

d) La croissance de la productivité est définie par une moyenne mobile de deux périodes pour les Etats-Unis (coefficients de pondération 0.67, 0.33), le Japon (0.67, 0.33) et l'Allemagne (0.5, 0.5); pour la Finlande et l'Espagne, il s'agit d'une simple moyenne mobile de trois périodes; pour la Suisse, il n'y a pas de retard.

e) Les équations relatives à la France et à l'Espagne comprennent la progression du Salaire minimum par rapport à la hausse retardée des salaires agrégés. Dans les équations relatives au Japon, à l'Autriche et à la Suisse, on a inclus l'écart entre la progression de l'indice implicite des prix de la consommation privée et celui des prix du PIB, à titre de substitut des variations des termes de l'échange.

f) Dans la seconde des équations relatives au Royaume-Uni, le taux de chômage figure sous la forme d'un écart avec sa moyenne mobile sur huit périodes.

g) Pour la Suisse, la variable représentant l'activité économique est une mesure du taux d'occupation de la population active, défini comme le quotient de l'emploi total par une moyenne mobile retardée de la population active, calculée sur deux périodes, le résultat étant multiplié par 100.

dont rendait compte antérieurement l'étude de Coe (1985)⁷. Estimées par la méthode des doubles moindres carrés, elles donnent en général de bons résultats si l'on en juge par les critères statistiques habituels (signification des variables, absence de corrélation sérielle, qualité de l'ajustement, etc.). Les paragraphes qui suivent résument brièvement les principales caractéristiques de ces équations, tout particulièrement en ce qui concerne les incidences de la politique micro-économique des pouvoirs publics.

On admet que le taux de chômage, variable substitutive de l'excès de demande de main-d'œuvre, exerce sur la hausse des salaires une influence linéaire, sauf en ce qui concerne le Japon, l'Allemagne, l'Autriche, les Pays-Bas et l'Espagne. Les anticipations inflationnistes sont supposées être du type adaptatif, et comporter en général un échelonnement sur deux ou trois semestres des retards de l'inflation actuelle et passée, sauf en ce qui concerne l'Amérique du Nord où l'on observe des retards plus importants, traduisant le grand nombre de conventions pluriannuelles. A long terme, les coefficients estimés pour les anticipations inflationnistes ne diffèrent pas de un de manière significative.

La progression cyclique de la productivité figure dans les équations calculées pour les Etats-Unis, le Japon, l'Allemagne, la Finlande, l'Espagne et la Suisse. Les variations des termes de l'échange, représentées par l'écart entre la hausse de l'indice implicite des prix de la consommation privée et celle de l'indice implicite des prix du PIB, figure dans les équations concernant le Japon, l'Autriche et la Suisse. Si l'une et l'autre de ces variables sont en rapport étroit avec la capacité de financement des entreprises, les mesures globales des profits ou de la rentabilité ne semblent pas exercer de répercussions importantes sur la hausse des salaires nominaux.

Dans le cas du Royaume-Uni, on a retenu deux équations, où le taux de chômage est défini de manière différente : dans la première, il s'agit de son niveau, dans la seconde, de la différence entre ce niveau et sa moyenne des quatre dernières années. Cette dernière formulation suppose que l'incidence inflationniste ou désinflationniste exercée sur les salaires par un niveau donné du chômage disparaît avec le temps. L'importance à attribuer aux variations du taux de chômage, par opposition à son niveau, a donné lieu à nombre d'analyses et c'est dans le cas du Royaume-Uni qu'elle semble le plus nettement confirmée par l'observation (Rowlatt, 1986). Plus récemment, cette formulation a été liée à l'hypothèse d'une hystérèse du taux de chômage naturel (Blanchard et Summers, 1986 et Coe, 1985).

Parmi les facteurs micro-économiques et structurels examinés à la section I, seul le salaire minimum figure explicitement dans les équations des taux de salaires agrégés, et uniquement dans les cas de la France et de l'Espagne (encore que l'on ait testé cette variable pour tous les pays où les données étaient disponibles)⁸. Comme

cela a déjà été noté ci-dessus, le salaire minimum a baissé depuis **1980** par rapport au salaire moyen des industries manufacturières aux Etats-Unis, au Canada, aux Pays-Bas et en Espagne (tableau **4**), évolution qui a sans doute contribué à ralentir l'inflation salariale dans ces pays. C'est seulement en France que depuis **1980** le salaire minimum a progressé plus rapidement que les salaires agrégés ou ceux de l'industrie manufacturière. Sur la base des coefficients figurant au tableau 6, qui portent tant sur les incidences directes de ce facteur que sur ses répercussions indirectes par l'intermédiaire de l'émulation salariale, la progression relative du salaire minimum a pu, en Espagne, réduire la hausse globale des salaires d'environ $\frac{1}{2}$ pour cent par an, en moyenne, entre **1980** et **1984** (période où leur hausse effective atteignait en moyenne annuelle quelque **13** pour cent) ; en France, la hausse relative du salaire minimum a pu *accroître* la hausse globale des salaires d'environ 0.2 pour cent en moyenne annuelle sur cette même période (où la hausse effective était de quelque **11** pour cent en moyenne annuelle).

Parmi les autres variables structurelles examinées à la section I, le taux de compensation de l'assurance-chômage (tableau **3**) et les coûts de main-d'œuvre non salariaux (tableau 5) sont les seules pour lesquelles on dispose de séries chronologiques adéquates. Les variations du taux de compensation exerçant, selon la conception généralement admise, des répercussions directes sur le salaire de mobilisation, elles devraient être un des facteurs qui influencent le taux de chômage naturel, tandis que la hausse des salaires est susceptible d'être affectée par une répercussion en amont des coûts non salariaux, si la négociation porte sur l'ensemble de la rémunération. On a vérifié les répercussions éventuelles exercées sur l'évolution des salaires par les variations du taux de remplacement macro-économique ou les coûts de main-d'œuvre non salariaux, sans aboutir pour aucun des pays étudiés ici à des coefficients significatifs ou affectés du signe escompté. Ces résultats donnent à penser que dans la mesure où les variables en cause ont exercé une influence sur l'évolution des salaires elles l'ont fait indirectement, par l'intermédiaire de leurs répercussions sur les prix et, peut-être, sur le taux de chômage naturel.

Pour bien des facteurs micro-économiques et institutionnels évoqués à la section I, il n'existe ni mesures quantitatives adéquates, ni variables substitutives. Il n'est donc pas possible de vérifier directement leur influence sur la progression des salaires ou d'apprécier les variations de leur importance quantitative⁹. En l'absence de mesures quantitatives directes, on peut se faire un idée de l'influence de ces facteurs en comparant l'évolution des salaires au cours de diverses périodes, où les dispositions en cause étaient ou n'étaient pas en vigueur. Dans le cas de la politique des revenus, on utilise en général à cet effet des variables muettes. Sauf en ce qui concerne la Finlande, toutes les équations estimées comportent des variations

temporaires du terme constant, correspondant en général à des événements inhabituels marquant la fin des années 60 ou le début des années 70, qui toutefois ne semblent que rarement être en rapport avec une politique des revenus (tableau A 1). L'exception importante à cet égard est constituée par les Pays-Bas, où le coefficient calculé pour une variable muette qui représente les modifications des clauses d'indexation et une réduction des primes semble avoir réduit la hausse globale des salaires dans des proportions atteignant 8 pour cent au cours de l'année allant du milieu de 1980 au milieu de 1981 (Banque centrale des Pays-Bas, 1980).

Comme on le relevait à la section I, la mutation institutionnelle la plus importante intervenue en Europe au cours des années 80 était l'affaiblissement des clauses d'indexation explicites ou implicites. Ce phénomène pourrait se traduire dans les équations estimées par un allongement du retard d'ajustement des salaires vis-à-vis des prix, ce qui indiquerait une plus grande flexibilité des salaires réels¹⁰. Il est cependant peu probable qu'une modification des clauses d'indexation officielles puisse réduire l'élasticité des salaires par rapport aux prix, qui à long terme est égale à un – résultat théorique et empirique qui ne doit rien aux méthodes d'indexation – car cela supposerait une illusion monétaire persistante et une modification durable de la répartition du revenu. En général les équations calculées pour les pays européens comportent un échelonnement de retards sur un ou deux ans par rapport à l'inflation actuelle et passée, ce qui correspond à la prépondérance de négociations salariales annuelles. Vu la forte collinéarité des diverses formulations possibles de ce retard, on n'a pu identifier un éventuel allongement du décalage temporel entre l'évolution des salaires et celle des prix.

B. La stabilité des équations des taux de salaires agrégés au cours des années 80

1. Valeurs résiduelles au cours et en dehors de la période d'observation

Les résultats de tests sur d'éventuelles variations des coefficients estimés sont présentés ci-dessous. Si ces derniers sont stables, on peut considérer les valeurs résiduelles de l'équation comme une estimation approximative des répercussions conjointes des facteurs institutionnels et des modifications de la politique micro-économique qui n'y figurent pas explicitement. Comme pratiquement tous les facteurs évoqués à la section I seraient de nature à atténuer la hausse des salaires, on devrait s'attendre à voir les équations retenues la surestimer.

Tableau 7. Erreurs d'estimation des équations des salaires pour la période postérieure au premier semestre 1979^a

Sauf en ce qui concerne la deuxième colonne, les erreurs portent sur les pourcentages de hausse semestriels et sont égales à la différence entre la valeur effective et la valeur prédite

| | Erreurs durant la période d'observation ^b | | | Erreurs de prévision en dehors de la période d'observation ^c | |
|-------------|--|--|-----------------|---|-----------------|
| | Moyenne | Moyenne en pourcentage de la hausse moyenne des salaires | Moyenne absolue | Moyenne | Moyenne absolue |
| Etats-Unis | 0.11 | 3.6 | 0.36 | -0.40 | -0.60 |
| Japon | 0.05 | 2.0 | 0.79 | -0.78 | 1.17 |
| Allemagne | -0.12 | -5.6 | 0.54 | 0.43 | 0.70 |
| France | 0.08 | 1.4 | 0.33 | 0.51 | 0.59 |
| Royaume-Uni | 0.26 | 4.9 | 1.04 | 5.12 | 5.28 |
| | -0.32 | 6.0 | 0.90 | 2.78 | 3.16 |
| Italie | 0.24 | 2.9 | 1.10 | 2.25 | 2.52 |
| Canada | 0.10 | 2.6 | 0.59 | 1.16 | 1.16 |
| Australie | 0.45 | 9.5 | 1.42 | -0.78 | 1.48 |
| Autriche | -0.04 | -1.4 | 0.83 | -0.34 | 0.85 |
| Finlande | 0.44 | 8.2 | 0.66 | -5.76 | 5.76 |
| Pays-Bas | 0.04 | 2.3 | 0.51 | -0.30 | 1.06 |
| Espagne | -0.08 | 1.2 | 1.50 | -1.54 | 2.36 |
| Suisse | 0.13 | 4.2 | 0.53 | 0.27 | 0.72 |

a) Si le pourcentage d'erreur moyen est positif, il y a surestimation. Si l'erreur moyenne est proche en valeur absolue de la moyenne des écarts absolus, les écarts tendent à être tous positifs ou négatifs. Si l'erreur moyenne est proche de la nullité, les écarts positifs et négatifs ont tendance à se compenser.

b) Il s'agit des valeurs résiduelles, depuis le second semestre 1979 jusqu'à la fin de la période d'observation, des équations figurant dans le tableau 6.

c) Il s'agit des valeurs résiduelles, en dehors de la période d'observation, d'équations estimées jusqu'au premier semestre 1979 selon la formulation indiquée au tableau 6 (et y compris les variables muettes figurant au tableau A1).

L'examen des valeurs résiduelles correspondant à la période d'observation montre qu'en moyenne les équations surestiment la progression semestrielle des salaires à partir du milieu de 1979, sauf en ce qui concerne l'Allemagne, le Royaume-Uni (deuxième équation), l'Autriche et l'Espagne (tableau 7, première colonne). Cependant, l'écart moyen est en général faible par rapport à la hausse moyenne des salaires au cours des années 80 (deuxième colonne). Pour toutes les équations, la moyenne des écarts absolus est plus faible au cours des années 80 que durant la période précédente, et donc plus faible que l'écart-type de l'ensemble de la période d'observation, qui figure au tableau 6.

Dans la mesure où l'on peut considérer ces écarts comme une approximation grossière des modifications micro-économiques et institutionnelles évoquées à la

section I, ces modifications ont exercé dans certains pays des répercussions importantes sur l'évolution des salaires agrégés. C'est en Italie, en Australie et en Finlande que ces répercussions semblent avoir joué le plus fortement en faveur de la désinflation, à concurrence peut-être de 1/2 à 1 pour cent par an ; aux Etats-Unis, en France, au Canada et en Suisse on peut chiffrer leur contribution aux environs de 1/4 pour cent par an.

En dehors de la période d'estimation, les erreurs de prévision (statiques) des équations estimées sur la période antérieure au deuxième semestre 1979 sont peut-être un meilleur indicateur des changements de comportement. Sauf en ce qui concerne les Etats-Unis et le Japon, toutes les équations relatives aux sept grands pays surestiment la progression des salaires. C'est pour le Canada, l'Italie et surtout le Royaume-Uni que cette surestimation est la plus forte. En revanche, cinq des six équations estimées jusqu'au milieu de l'année 1979 pour les petits pays sous-estiment la hausse des salaires au cours des années 80.

2. Tests portant sur la variation des paramètres et la stabilité des équations

La tendance générale des équations calculées à surestimer la progression des salaires au cours des années 80 donne à penser que les modifications micro-économiques et institutionnelles évoquées à la section I, et non prises en compte explicitement, ont pu contribuer à la désinflation salariale. On présentera ci-après un certain nombre de tests de stabilité rigoureux, destinés à apprécier l'importance de ces surestimations, au sens statistique du terme, ainsi qu'à vérifier dans quelle mesure les coefficients calculés ont pu eux-mêmes varier. Les résultats obtenus sont résumés au tableau 8, un « X » indiquant que l'hypothèse de nullité (stabilité de l'équation) est rejetée à l'intervalle de confiance de 5 pour cent. La plupart de ces tests recherchent une rupture de l'évolution des salaires vers la fin de l'année 1979, période qui a le plus de chances d'avoir correspondu à un changement de politique, et à la fin de l'année 1982, proche de la fin de la récession sévère et prolongée du début de cette décennie. On trouvera dans l'annexe d'autres informations au sujet de ces tests de stabilité, y compris leurs résultats statistiques (tableaux A2 à A5).

a) Tests vérifiant la stabilité des équations

Tant le test de Chow que les régressions récursives vérifient la stabilité globale des équations, en ce sens qu'ils ne s'attachent pas directement aux divers coefficients calculés. Le test de Chow compare les valeurs résiduelles d'une équation estimée sur une sous-période, correspondant à une rupture à la mi-1979 ou à fin

Tableau 8. **Résumé des tests de stabilité**

Un X indique que l'hypothèse de stabilité de l'équation est rejetée à l'intervalle de confiance de 5 pour cent

157

| | Etats-Unis | Japon | Allemagne | France | Royaume-Uni ^{a1} | Italie | Canada | Australie | Autriche | Finlande | Pays-Bas | Espagne | Suisse |
|--|------------|-------|-----------|--------|---------------------------|--------|--------|-----------|----------|----------|----------|---------|--------|
| Tests de Chow | | | | | | | | | | | | | |
| Rupture 1979I/79II | | | | | | | | | | | | | |
| Rupture 1982II/83I | | | | | | | | | | | | | |
| Tests par régressions récursives | | | | | | | | | | | | | |
| Du passé vers le présent : CUSUM | X | | X | | | | X | | | | | | X |
| CUSUM ² | X | X | X | | X | | X | | | X | | X | X |
| Du présent vers le passé : CUSUM | | | | | | | | | | | | | |
| CUSUM ² | X | X | X | X | | | X | X | X | X | | X | X |
| Tests de variation des paramètres | | | | | | | | | | | | | |
| Terme constant : Rupture 1979I/79II | | | | | | | | | | | | | |
| Rupture 1982II/83I | | | | | | | | | | | | | |
| Chômage : Rupture 1979I/79II | | | | | X | | | | | | | | |
| Rupture 1982II/83I | | | | | | | | | | | | | |
| Inflation : Rupture 1979I/79II | | | | | X | X | | | | | | | |
| Rupture 1982II/83I | | | | | | | | | | | | | |
| Tests de paramètres affectés d'une tendance temporelle à partir de 1979I | | | | | | | | | | | | | |
| Chômage | | X | | | | | | | | | | | |
| Inflation | | | | | X | X | | | | | | | |
| Tests de tendance temporelle des paramètres | | | | | | | | | | | | | |
| Facteur F : Test 1 | | | | X | | | | | | | | | |
| Test 2 | | | | X | | | | | | | | | |
| Test du Chi ² de Hendry | | | | | | | | | | | | | |
| Rupture 1979I/79II | | | | | X | X | X | | | X | X | | X |
| Rupture 1982II/83I | | | | | | | | | X | X | | | X |
| Tests du facteur t des écarts de prévision de la dernière observation | | | | | | | | | | | | | |
| Rupture 1979I/79II | | | | | | | | | | | | | |
| Rupture 1982II/83I | | | | | | | | | | | | | |

a1 Les deux colonnes en une correspondent respectivement à la première et à la seconde équation figurant au tableau 6 pour le Royaume-Uni

1982, avec celles d'une équation couvrant toute la période d'observation et s'efforce de **déterminer** si les relations définies sont les mêmes dans les deux cas (Chow, 1960). Toutes les équations estimées satisfont le test de Chow, quelle que soit la rupture retenue (tableau A2).

La méthode des régressions récursives consiste à effectuer des régressions sur toutes les sous-périodes possibles et à calculer à partir du cumul des carrés des valeurs résiduelles les coefficients CUSUM et CUSUM au carré (Johnston, 1984). Ces régressions récursives sont calculées par la méthode des moindres carrés ordinaires et à l'exclusion des variables muettes figurant au tableau A1, ce qui explique le grand nombre de cas où les conditions du test ne sont pas satisfaites, tout particulièrement en ce qui concerne le CUSUM au carré – qui porte au carré les importantes valeurs résiduelles liées à des observations inhabituelles – alors que les équations satisfont la plupart des autres tests de stabilité (tableau A2)¹¹. Comme on l'a noté précédemment, les variables muettes correspondent en général à des événements inhabituels qui marquaient la fin des années 60 ou le début des années 70.

b) Tests portant sur la variation des paramètres

On a procédé à trois sortes de tests pour identifier d'éventuelles variations de certains paramètres. Le premier, dont les résultats figurent dans la troisième partie du tableau 8, admettait une variation de chacun des coefficients calculés postérieurement au milieu de l'année 1979 ou à la fin de 1982. A l'exception du Royaume-Uni et de l'Australie, on n'observe guère de variation statistiquement significative, que ce soit pour la constante ou pour les autres coefficients calculés. Néanmoins, la prépondérance des variations négatives, fussent-elles dépourvues de signification, pourrait faire songer, par exemple, à une baisse du taux de chômage naturel. Pour le Royaume-Uni, l'équation normale fait apparaître une baisse significative des coefficients afférents au chômage et à l'inflation à partir du milieu de 1979 ; la seconde équation figurant au tableau 6 ne fait pas apparaître de variation significative du coefficient relatif au chômage, mais une baisse plus faible (quoique encore significative) de celui de l'inflation (tableau A3). Dans le cas de l'Australie, on peut penser que les salaires deviennent plus sensibles à l'inflation à partir du milieu de l'année 1979.

On a également examiné la possibilité d'une variation de la croissance cyclique de la productivité, des termes de l'échange ou de la progression relative du salaire minimum. Bien qu'elles ne soient pas significatives, il existe quelques indications d'instabilité du coefficient calculé pour les termes de l'échange dans les équations relatives au Japon. Certaines formulations modifiées de l'échelonnement des retards

attribuent à cette variable un coefficient égal à moins un, ce qui signifierait que seule la hausse des prix à la consommation joue un rôle dans l'évolution des salaires japonais.

Les deux autres tests envisagent l'hypothèse d'une évolution régulière des paramètres au fil du temps, soit sur l'ensemble de la période d'observation, soit postérieurement au premier semestre 1979. L'un et l'autre donnent lieu à une explication plus complète dans l'annexe, au tableau **A4**. Seules les équations concernant le Royaume-Uni font apparaître à partir du deuxième semestre 1979 un renforcement statistiquement significatif de la réaction des salaires à l'inflation, phénomène beaucoup moins marqué dans le cas de la seconde équation figurant au tableau 6. L'équation relative à la France ne satisfait pas au test de tendance temporelle des paramètres, calculé sur l'ensemble de la période d'observation.

c) Tests portant sur les prévisions en dehors de la période d'observation

Les résultats obtenus à partir d'une équation en dehors de sa période d'estimation constituent une vérification plus rigoureuse de sa stabilité, l'équation étant confrontée avec des observations qui n'entraient pas dans le calcul de ses paramètres, encore qu'elles aient servi à choisir la formulation retenue. Le test du Chi^2 de Hendry compare la somme des carrés des écarts de prévision (pour la période postérieure au premier semestre 1979 ou au second semestre 1982) avec la variance des valeurs résiduelles au cours de la période d'estimation abrégée (Hendry, 1979)¹². L'Autriche, la Finlande et l'Espagne ne satisfont pas à ce test, dans le cas de l'un et de l'autre point de rupture ; l'Italie et le Royaume-Uni y satisfont en ce qui concerne 1982 mais pas en ce qui concerne 1979 (tableau A5).

Le test statistique t est effectué à partir d'une équation calculée jusqu'au point de rupture et utilisée ensuite pour prévoir la dernière observation disponible (selon les informations figurant au tableau 6). Ainsi, dans le cas des Etats-Unis, on utilise l'équation calculée jusqu'au milieu de 1979 pour prévoir le second semestre de 1985. Le test statistique t vérifie si la valeur effective de la dernière observation disponible en dehors de la période de calcul se situe dans un intervalle de confiance de 95 ou 99 pour cent. Toutes les équations satisfont ce test pour l'un et l'autre point de rupture (tableau A5).

On peut brièvement résumer comme suit les résultats ainsi obtenus : la hausse des salaires montre une tendance générale à se ralentir plus vite que ne l'auraient prévu les équations relatives aux salaires agrégés ; la surestimation qui en résulte n'est pas forte par rapport aux écarts-types des équations, c'est-à-dire n'est pas ((statistiquement significative)) ; on n'est guère fondé à penser que la réaction des

salaires à l'évolution de l'économie s'est modifiée : en d'autres termes, les coefficients estimés semblent être stables.

CONSÉQUENCES POUR L'ACTION DES POUVOIRS PUBLICS

Malgré le nombre des nouvelles dispositions micro-économiques affectant le marché du travail, les modifications concernant chaque pays ont été relativement modestes et assez récentes. En ce qui concerne l'incidence directe que ces modifications auraient pu avoir sur la hausse des salaires, on peut penser que la baisse relative et réelle du salaire minimum a pu contribuer au recul de l'inflation en Espagne au cours des années 80, tandis que les mesures spécifiques prises aux Pays-Bas au début de cette décennie y freinaient la progression des salaires. La preuve la plus évidente d'une répercussion directe des modifications de la politique micro-économique est peut-être la tendance générale des salaires nominaux à une progression plus faible que ne le voudraient les équations estimées, phénomène qui a dû contribuer au recul de l'inflation et éventuellement à la croissance de l'emploi. Il se peut également que des mutations réglementaires et institutionnelles aient exercé des répercussions directes sur l'inflation, ce qui aurait indirectement contribué au ralentissement de la hausse des salaires.

On n'a toutefois guère de raisons de penser que le processus de détermination des salaires au niveau macro-économique ait subi une mutation structurelle. En particulier, la réaction des salaires à l'évolution du chômage, de l'inflation et de leurs autres déterminants semble être stable. Si la modification de la politique suivie par les pouvoirs publics semble donc avoir produit certains effets, on peut pour l'essentiel expliquer la désinflation salariale des années 80 par le recul de l'inflation (tenant à l'évolution des prix des matières premières, des taux de change, etc.) et la progression du chômage.

La conséquence que peuvent en tirer les pouvoirs publics est que l'arbitrage à court terme entre le chômage et l'inflation se présente pour l'essentiel dans les mêmes termes qu'avant le début de la désinflation. Ce qui a changé, bien entendu, c'est que selon toute probabilité les anticipations inflationnistes ont régressé parallèlement au recul que l'inflation a connu au cours des années 80. Il se trouve en outre que la plupart des estimations situent le taux naturel de chômage en-dessous, et parfois considérablement, de son niveau actuel. Si donc une baisse du chômage doit probablement porter l'inflation au-dessus du taux qu'elle aurait atteint en d'autres circonstances, le risque d'une relance conduisant à une accélération régulière de l'inflation ne semble guère exister. Les Etats-Unis pourraient à cet égard constituer une exception, le taux de chômage y étant actuellement proche des estimations de son niveau naturel.

NOTES

1. Les organisations professionnelles et syndicales, telles que la Confédération des Industries Britanniques, la Confédération des Industries Suédoises et l'Institut Syndical Européen, ont été d'autres sources importantes d'information.
2. La plupart des estimations disponibles du taux de compensation micro-économique se fondent sur un chômeur faisant partie d'un foyer hypothétique. Celles-ci mesurent la part du salaire antérieur que ce chômeur est juridiquement en droit de percevoir et tiennent donc compte, non seulement des allocations de chômage, mais aussi d'une large gamme de transferts sociaux. Les taux de compensation effectivement observés pour des cas individuels ou des ménages diffèrent de ces taux hypothétiques pour un certain nombre de raisons : tout d'abord, l'assurance-chômage ne donne pas lieu à une couverture complète ; en second lieu, tous les ayants-droit ne perçoivent pas de prestations ; en troisième lieu, le niveau des gains antérieurs, l'âge et la situation de famille des chômeurs sont en évolution constante et dans une large mesure inconnus.
3. Un inconvénient important des taux de compensation macro-économiques est de ne pas faire apparaître la contre-incitation effective au travail, en l'absence d'informations portant sur le champ couvert par l'assurance-chômage, les conditions d'admission au bénéfice des prestations et les modifications de la composition de la population au travail ou au chômage. Les taux de compensation macro-économiques peuvent baisser en l'absence de tout changement de politique du fait que les personnes venant grossir la population active (entant que chômeurs) n'ont pas droit aux allocations (faute d'avoir travaillé durant un temps minimum) ou que les chômeurs de longue durée ont épuisé leurs droits. La proportion des chômeurs effectivement indemnisés est tombée aux Etats-Unis de 62 pour cent en 1975 à 50 pour cent en 1980 et à 31 pour cent en 1985. Au Japon, elle est tombée de 58 pour cent à 40 pour cent entre 1980 et 1985, en Allemagne, de 51 à 37 pour cent entre 1980 et 1984. Des baisses analogues ont été enregistrées dans d'autres pays.
4. Si le chiffre concernant l'Italie est si bas, c'est du fait du régime distinct dont bénéficient les travailleurs dans le cadre d'une caisse complémentaire, la Cassa Integrazione Guadagni : ils perçoivent jusqu'à 60 pour cent de leur salaire contractuel, sans être considérés officiellement comme chômeurs. Le nombre de personnes bénéficiant de ce régime augmentait rapidement entre 1980 et 1984, passant dès 1983 de 142 000 à 400 000, pour atteindre en 1984 un maximum de 430 000. Selon des informations préliminaires, il serait tombé en-dessous de 400 000 en 1985 et aurait continué à diminuer en 1986. Compte tenu de ce facteur, le taux de compensation macro-économique pourrait être proche de 17 pour cent en 1984.
5. En 1981, quelque 190 000 travailleurs, soit 8 pour cent des salariés couverts par la conclusion de nouvelles conventions collectives dans le secteur privé, acceptaient au titre de

la première année en cause une réduction ou un blocage de leurs salaires. En 1982 leur nombre atteignait un maximum de 1.5 million, soit 44 pour cent des salariés ayant négocié une nouvelle convention. Cette proportion baissait par la suite, à 37 pour cent en 1983, 27 pour cent en 1984 et 15 pour cent en 1985. Cf. *Current Wage Developments*, U.S. Bureau of Labor Statistics, divers numéros.

6. Par exemple, si l'on compare les produits à base de pétrole et de charbon avec l'industrie du vêtement – soit, parmi les branches à deux chiffres, l'une de celles où les salaires sont les plus élevés et l'une de celles où ils sont les plus bas – cet écart s'établissait à 2.02 en 1970 et à 2.82 en 1982. Au niveau des rubriques à quatre chiffres, une comparaison de l'industrie du matériel ferroviaire et de celle des tapis fait apparaître un creusement de l'écart, passé de 1.69 en 1970 à 2.45 en 1980. Cette ouverture de l'éventail des salaires se traduisait par une dispersion croissante de leur niveau au sein de l'industrie américaine, contrairement à ce qui se passait au Canada, en Europe et au Japon.
7. Pour l'essentiel, les résultats de ces estimations correspondent à ceux qui ont été publiés antérieurement, encore que les périodes d'observation soient différentes et **que** dans de nombreux pays les données aient été révisées ou modifiées. Pour les Etats-Unis, le Japon et l'Australie (voir l'annexe statistique) on a adopté une définition plus large du taux de salaire que dans l'étude de Coe (1985), à savoir les gains par salarié du secteur privé. Par rapport aux résultats antérieurs, les modifications les plus importantes concernent les Etats-Unis, où l'on a simplifié la formulation des anticipations inflationnistes et où les variations cycliques de la productivité exercent une influence supplémentaire sur les salaires nominaux, ainsi que le Japon, où tant la croissance cyclique de la productivité que les variations des termes de l'échange apparaissent comme des déterminants supplémentaires de la progression des salaires nominaux. Ces changements de formulation correspondent notamment à la définition plus large retenue pour les salaires, et en particulier au poids plus grand attribué aux salaires du secteur des services aux Etats-Unis et au Japon, ainsi qu'à l'inclusion d'observations plus récentes, où les variations des termes de l'échange ont été particulièrement importantes. Pour les trois pays où l'on a modifié la définition des salaires, on a reproduit tous les tests dont il est rendu compte dans l'étude de Coe (1985). Pour les autres pays, on a testé à nouveau l'incidence des variations des profits sur la progression des salaires nominaux, avec des résultats analogues à ceux dont rendait compte l'étude de Coe (1985).
8. Lors d'études antérieures, portant sur une période d'observation plus courte, le salaire minimum fédéral exerçait des répercussions légèrement significatives (Coe, 1985). Sur la base d'une définition différente des salaires et d'une période d'observation prolongée jusqu'au second semestre 1985, et peut-être aussi du fait que le salaire minimum est resté inchangé en termes nominaux depuis 1981, on n'observe pas de répercussion importante de la progression de ce salaire sur l'équation retenue pour les Etats-Unis.
9. Dans une étude antérieure (Coe, 1985), les contributions directes ou indirectes n'avaient pas de répercussions appréciables sur la progression des salaires nominaux agrégés, contrairement aux résultats dont rendaient compte Andersen (1984), ainsi que Knoester et van der Windt (1985). L'exclusion de variables pertinentes n'aboutit à fausser l'estimation des paramètres d'une régression que si **les** variables exclues sont en corrélation avec celles que l'on a retenues. Presque par définition, les aspects structurels et institutionnels du marché du

travail sont relativement constants, ou donnent lieu à des mutations discrètes, et ne risquent donc guère d'être en corrélation avec des variables substitutives des anticipations inflationnistes, du degré de tension du marché du travail ou d'autres facteurs inclus dans les équations.

10. Durant une période où l'inflation est stable, un allongement discret de la période d'ajustement des salaires à l'évolution des prix suppose une réduction, intervenue une fois pour toutes, du niveau des salaires réels. De manière générale, si cet ajustement comporte des retards, et sauf dans le cas où l'on admet explicitement un niveau d'équilibre du salaire réel (par exemple, en incluant dans l'équation le logarithme retardé du salaire réel) toute variation de l'inflation entraîne une modification du niveau des salaires réels.
11. Le rapport de vraisemblance de Quandt, calculé, lui aussi, à partir des régressions récursives, indique que l'instabilité constatée est généralement liée aux observations où l'on a omis une variable muette. On ne connaît pas la distribution du rapport de vraisemblance de Quandt, pas plus que les propriétés des tests statistiques des régressions récursives qui portent sur de petits échantillons.
12. Ce test tend à faire rejeter l'hypothèse de stabilité, car il suppose que l'on connaît de manière certaine les paramètres de la régression estimée, ce qui réduit considérablement la somme des carrés des écarts de prévision conduisant à un tel résultat. Si satisfaisant ce test constitue une indication relativement forte de stabilité. un échec n'est pas concluant.

ANNEXE

A. Variables muettes

On trouvera au tableau A 1 les variables muettes comprises dans les équations figurant au tableau 6. Quant aux répercussions que l'élimination de ces variables pourrait avoir sur les équations estimées, on peut s'en faire une idée en comparant les tableaux 1 et 11 de l'étude de Coe (1985).

B. Le taux de chômage naturel selon les équations estimées

On peut représenter la courbe de Phillips élargie aux anticipations sous la forme

$$\dot{w} = a_1 \cdot \dot{pe} - a_2 (U - U^*) + a_3 \cdot \dot{q} + (1 - a_3) \bar{q} \quad [1]$$

w étant la progression des salaires nominaux, pe les anticipations inflationnistes, U et U^* le taux de chômage, respectivement effectif et naturel, et \dot{q} et \bar{q} , respectivement, la croissance cyclique et tendancielle de la productivité. Par définition, le marché du travail est en équilibre lorsque le taux de chômage se trouve à son niveau naturel ($U = U^*$) ; avec $a_1 = 1.0$, $\dot{pe} = \dot{p}$ (\dot{p} étant l'inflation effective) et $\dot{q} = \bar{q}$, on a dès lors :

$$\dot{w} - \dot{p} = \bar{q},$$

en d'autres termes, à l'équilibre, les salaires réels progressent au même rythme que la productivité, ce qui implique que la répartition du revenu reste invariable. $U \neq U^*$ implique une accélération ou un ralentissement de la progression des salaires et une croissance des salaires réels qui diffère de celle de la productivité.

Si le taux de chômage naturel (U^*) et la croissance tendancielle de la productivité (\bar{q}) sont constants, l'équation [1] équivaut à :

$$w = a_0 + a_1 \cdot pe - a_2 \cdot U + a_3 \cdot q \quad [2]$$

où $a_0 = a_2 U^* + (1 - a_3) \bar{q}$. C'est cette version de la courbe de Phillips qui a été estimée et dont rend compte le tableau 6.

Tableau A I. Variables propres a chaque pays

| | Description | Périodes où les variables muettes ne sont pas nulles | Coefficient estimé | Erreur-type |
|-------------|---|--|--------------------|-------------|
| Etats-Unis | Contrôle des prix et des salaires | 1.0 de 701 a 721 | -1.00 | (0.26) |
| | Répercussions d'une hausse des salaires militaires ou civils | 1.0 en 671 et 6711 | -2.01 | (0.40) |
| Japon | Variations saisonnières inhabituelles | 1.0 en 741 et 751, et -1.0 en 7411 et 7511 | -3.65 | (0.55) |
| Allemagne | Événements de 1969 et 1970 | 1.0 de 6911 à 7011 | 3.51 | (0.54) |
| | Variation saisonnière inhabituelle | Alternativement 1 et -1 de 711 a 7411 | 0.99 | (0.30) |
| France | Événements de 1968 | 1.0 en 6811 et -1.0 en 691 | 1.74 | (0.67) |
| Royaume-Uni | Hausse des salaires anormalement forte, anticipant peut-être l'imposition de mesures de contrôle | 1.0 en 701 | 2.83 | (1.53) |
| | Hausse des salaires anormalement forte, peut-être liée à l'élection d'un gouvernement travailliste et à sa politique contractuelle | 1.0 de 7411 à 751, et -1.0 de 7511 a 7711 | 3.93 | (0.60) |
| Italie | Hausse des salaires anormalement forte | 1.0 de 731 a 7311 | 5.07 | (1.54) |
| Canada | Hausse des salaires anormalement faible | 1.0 en 701 | -4.87 | (1.33) |
| | Répercussions éventuelles de mesures prises par le Comité contre l'inflation | 1.0 de 7711 à 7811 | -1.62 | (0.79) |
| Australie | Hausse des salaires anormalement forte, éventuellement liée à une décision de la Commission d'Arbitrage | 1.0 de 741 à 7411 | 5.81 | (2.24) |
| Autriche | Hausse des salaires anormalement forte, correspondant peut-être a des profits élevés et une demande anormalement soutenue. | 1.0 en 711 | 3.50 | (1.40) |
| | Hausse des salaires anormalement forte reflétant peut-être une croissance anormalement élevée des prix | 1.0 en 7311 | 3.10 | (1.08) |
| Pays-Bas | Réduction de l'indexation et des primes | 1.0 de 8011 à 811 | -2.04 | (0.50) |
| Espagne | Variation saisonnière inhabituelle | -1.0 en 811 et 1.0 en 8111 | 4.07 | (1.23) |
| Suisse | Hausse des salaires exceptionnellement forte dans le secteur de la construction durant une période de demande de main-d'œuvre très excédentaire, s'étendant rapidement au reste de l'économie | 1.0 en 7011 | 2.72 | (1.01) |

Note : Il s'agit des coefficients calculés pour les variables muettes incorporées dans les équations figurant au tableau 6.

C. Tests de stabilité

On trouvera aux tableaux **A2 a A5** le détail des tests de stabilité résumés au tableau 8. L'explication ci-après porte sur les tests de tendance temporelle des paramètres apparaissant au tableau **A5**.

Tableau A2. Tests de stabilité

| | Tests par régressions récursives | | | | Tests de Chow | | | |
|--------------------------|----------------------------------|--------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------|
| | Du passé vers le présent | | Du présent vers le passé | | Rupture 1979I/79II | | Rupture 1982II/83I | |
| | CUSUM | CUSUM ² | CUSUM | CUSUM ² | Statistique de Chow | Probabilité de F | Statistique de Chow | Probabilité de F |
| Etats-Unis | 1.14* | 0.23' | 0.66 | 0.33** | 0.49 | 0.09 | 0.30 | 0.07 |
| Japon | 0.64 | 0.45** | 0.77 | 0.44** | 1.34 | 0.68 | 0.66 | 0.32 |
| Allemagne | 0.94* | 0.34** | 0.46 | 0.32** | 0.81 | 0.35 | 0.44 | 0.16 |
| France | 0.69 | 0.21 | 0.84 | 0.35** | 0.53 | 0.14 | 0.79 | 0.46 |
| Royaume-Uni ^a | 0.42 | 0.24* | 0.43 | 0.23 | 1.75 | 0.88 | 0.45 | 0.23 |
| | 0.48 | 0.23 | 0.26 | 0.23 | 1.20 | 0.67 | 0.35 | 0.16 |
| Italie | 0.90 | 0.21 | 0.28 | 0.30 | 0.58 | 0.21 | 0.81 | 0.54 |
| Canada | 1.20** | 0.30* | 0.49 | 0.36** | 0.29 | 0.02 | 0.42 | 0.17 |
| Australie | 0.78 | 0.19 | 0.63 | 0.34** | 1.38 | 0.72 | 1.11 | 0.61 |
| Autriche | 0.41 | 0.20 | 0.71 | 0.44** | 1.62 | 0.79 | 1.70 | 0.82 |
| Finlande | 0.64 | 0.33* | 0.53 | 0.39** | 0.20 | 0.01 | 0.26 | 0.07 |
| Pays-Bas | 0.49 | 0.16 | 0.57 | 0.21 | 0.4 | 0.06 | 0.29 | 0.06 |
| Espagne | 0.28 | 0.28* | 0.83 | 0.27* | 1.35 | 0.74 | 2.45 | 0.93 |
| Suisse | 1.0* | 0.35** | 0.41 | 0.39** | 0.29 | 0.02 | 0.14 | 0.03 |

* La stabilité est rejetée à l'intervalle de confiance de 5 pour cent.

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

a) Les deux lignes correspondent respectivement à l'équation normale et à l'équation fondée sur l'hypothèse d'hystérèse

Test de tendance temporelle des paramètres dans la période postérieure au premier semestre 1979

L'équation utilisée pour tester le coefficient du taux de chômage (U) est la suivante :

$$w = a_0 + a_{10} \cdot U + a_{11} \cdot U \cdot t_{post-79I} + \dots$$

et pour celui des anticipations inflationnistes ($\dot{p}e$), la suivante

$$w = a_0 + a_{30} \cdot \dot{p}e + a_{31} \cdot \dot{p}e \cdot t_{post-79I} + \dots$$

où $t = 0$ jusqu'au premier semestre de 1979 et 1, 2, 3, ... par la suite.

Tableau A3. Tests portant sur une variation du terme constant et de la pente

Ecarts-type entre parenthèses ; chaque coefficient porte sur la variation estimée d'un paramètre par rapport à une équation calculée distinctement

| | Rupture 1979I/79II | | | Rupture 1982II/83I | | |
|--------------------------|--------------------|-------------------|------------------|--------------------|------------------|-----------------|
| | Constante | Chômae | Inflation | Constante | Chômae | Inflation |
| Etats-Unis | 0.17 (0.23) | 0.02 (0.03) | 0.03 (0.07) | 0.31 (0.33) | 0.03 (0.04) | 0.13 (0.16) |
| Japon | 0.20 (0.60) | -0.21 (1.28) | -0.08 (0.26) | 0.78 (0.60) | 2.07 (1.61) | 0.70 (0.69) |
| Allemagne | -0.37 (0.41) | -0.23 (0.23) | -0.09 (0.19) | -0.19 (0.51) | -0.09 (0.24) | 0.12 (0.55) |
| France | -0.40 (0.44) | -0.07 (0.06) | -0.10 (0.09) | 0.35 (0.55) | 0.04 (0.06) | -0.15 (0.21) |
| Royaume-Uni ^a | -1.51 (1.08) | -0.45* (0.17) | -0.40* (0.16) | 0.95 (1.22) | 0.08 (0.11) | -0.01 (0.82) |
| | -0.89 (0.72) | -0.12 (0.09) | -0.31* (0.14) | -0.19 (0.87) | -0.02 (0.07) | -0.31 (0.45) |
| Italie | -1.17 (1.56) | -0.18 (0.20) | -0.32 (0.20) | -1.29 (1.93) | -0.13 (0.20) | 0 (0.51) |
| Canada | -0.40 (0.74) | -0.08 (0.04) | -0.17 (0.68) | -0.20 (1.18) | -0.03 (0.10) | 0.18 (0.52) |
| Australie | 1.86 (1.29) | 0.26 (0.24) | 0.60* (0.30) | -1.71 (1.91) | -0.19 (0.21) | -0.72 (0.66) |
| Autriche | 0.19 (0.66) | 0.33 (0.82) | -0.20 (0.20) | 1.20 (0.76) | 0.86 (0.56) | 0.59 (0.46) |
| Finlande | 1.19 (0.84) | 0.21 (0.15) | 0.29 (0.19) | 1.07 (1.00) | 0.17 (0.16) | 0.28 (0.32) |
| Pays-Bas | -0.28 (0.64) | 0.04 (0.07) | 0.04 (0.23) | 0.32 (0.69) | 0.02 (0.05) | -0.24 (0.75) |
| Espagne | 0.77 (1.71) | 0.10 (0.15) | -0.02 (0.32) | 1.25 (1.26) | 0.06 (0.07) | 0.35 (0.26) |
| Suisse | -0.22 (0.38) | -0.003 (0.006) | -0.05 (0.17) | 0.39 (0.57) | 0.006 (0.008) | 0.65 (0.66) |

* Satisfait à la condition de stabilité à l'intervalle de confiance de 5 pour cent.

** Satisfait à la condition de stabilité à l'intervalle de confiance de 1 pour cent.

a) Les deux lignes correspondent respectivement à l'équation normale et à l'équation fondée sur l'hypothèse d'hystérèse.

Test de tendance temporelle des paramètres sur l'ensemble de la période

Le test portant sur l'ensemble de la période compare le modèle ordinaire a coefficients fixes :

$$i) \dot{w} = a_0 + a_{11} \cdot U + b_{21} \cdot pe$$

Tableau A4. Tests de tendance temporelle

| | Tests portant sur une tendance temporelle des coefficients estimés pour l'inflation et le chômage dans la période postérieure à 1979.1 (Chaque coefficient est calculé à l'aide d'une équation distincte) | | | | Tests de la tendance temporelle des paramètres par le facteur F. (Calcul effectué sur l'ensemble de la période d'observation) | | |
|--------------------------|---|-------------|-------------------|-------------|---|----------------|----------------|
| | Inflation | | Chômage | | F ^a | F ^b | F ^c |
| | Coefficient (a31) | Erreur-type | Coefficient (a11) | Erreur-type | | | |
| Etats-Unis | 0.004 | (0.012) | 0.003 | (0.004) | 1.95 | 2.18 | 2.07 |
| Japon | 0.06 | (0.06) | 0.30* | (0.18) | 1.05 | 1.08 | 1.09 |
| Allemagne | -0.03 | (0.038) | -0.002 | (0.006) | 2.19 | 2.25 | 1.22 |
| France | -0.03 | (0.02) | -0.008 | (0.009) | 3.25** | 3.61** | 1.91 |
| Royaume-Uni ^d | -0.21** | (0.06) | -0.02 | (0.02) | 1.95 | 1.86 | 0.41 |
| | -0.08* | (0.04) | -0.008 | (0.009) | 2.04 | 0.50 | 2.31 |
| Italie | -0.07 | (0.04) | -0.05 | (0.03) | 2.82 | 2.45 | 0.15 |
| Canada | -0.03 | (0.03) | -0.01 | (0.014) | 1.17 | 1.37 | 2.81 |
| Australie | 0.04 | (0.05) | 0 | (0.03) | 2.14 | 2.48 | 2.31 |
| Autriche | 0 | (0.04) | -0.08 | (0.008) | 5.87 | 5.58 | 0.73 |
| Finlande | 0.04 | (0.03) | 0.02 | (0.002) | 1.45 | 1.34 | 0.48 |
| Pays-Bas | 0.10 | (0.07) | 0.007 | (0.006) | 1.23 | 1.34 | 1.71 |
| Espagne | 0.03 | (0.05) | 0.007 | (0.011) | 0.95 | 1.02 | 1.48 |
| Suisse | 0.01 | (0.03) | 0 | (0.008) | 0.94 | 1.83 | 4.90** |

* Satisfait à la condition de stabilité à l'intervalle de confiance de 5 pour cent.

** Satisfait à la condition de stabilité à l'intervalle de confiance de 1 pour cent.

a) Comparaison du modèle à paramètres fixes avec un modèle comportant la variable t .

b) Comparaison du modèle à paramètres fixes avec un modèle comportant les variables t et t^2 .

c) Comparaison du modèle comportant la variable t avec un modèle comportant les variables t et t^2 .

d) Les deux lignes correspondent respectivement à l'équation normale et à l'équation fondée sur l'hypothèse d'hystérèse.

avec :

$$ii) \quad w = b_0 + (b_{10} + b_{11} \cdot t)U + (b_{20} + b_{21} \cdot t) p \epsilon$$

et :

$$iii) \quad w = b_0 + (b_{10} + b_{11} \cdot t + b_{12} \cdot t^2)U + (b_{20} + (b_{21} \cdot t + b_{22} \cdot t^2) p \epsilon$$

où t = une tendance temporelle (1, 2, 3, ...) sur l'ensemble de la période d'observation. A partir des valeurs résiduelles des régressions *i*, *ii*) et *iii*), on calcule deux variables F de Fisher. La première compare le modèle à paramètres fixes *i*) à celui où les paramètres sont fonction du temps *ii*), tandis que la seconde le compare au modèle complet, où ils sont fonction du temps et de son carré. Une variable F significative donne à penser que les paramètres varient avec le temps.

Ces tests sont analogues à ceux qui ont été effectués sur la période postérieure au premier semestre 1979, mais en différent à plusieurs égards : il s'agit ici de tests de Fisher, comparant deux équations entre elles, et non de tests de Student, vérifiant l'éventualité de variations

Tableau A5. Tests portant sur les erreurs de prévision *ex post*

| | Tests du Chi ² du Hendry | | Tests par facteur <i>t</i> de l'erreur de prévision de l'observation la plus récente | | | | Période |
|--------------------------|-------------------------------------|----------------------|--|-------------------------|--------------------|-------------------------|---------|
| | Rupture 1979I/79II | Rupture 1982II/83I | Rupture 1979I/79II | | Rupture 1982II/83I | | |
| | | | <i>t</i> | Probabilité de <i>t</i> | <i>t</i> | Probabilité de <i>t</i> | |
| Etats-Unis | 18.47 | 6.12 | -0.62 | 0.46 | -0.68 | 0.50 | S2 85 |
| Japon | 45.29 | 6.95 | 0.83 | 0.58 | 0.39 | 0.30 | S2 85 |
| Allemagne | 15.64 | 1.93 | 0.60 | 0.45 | 0.96 | 0.66 | S2 85 |
| France | 13.05 | 0.52 | -0.48 | 0.36 | 0.53 | 0.4 | S2 84 |
| Royaume-Uni ^a | 225.10 ^{* *} | 1.09 | -1.52 | 0.86 | 0.69 | 0.51 | S2 84 |
| | 75.47 ^{**} | 0.87 | -0.69 | 0.50 | 0.04 | 0.03 | S2 84 |
| Italie | 18.31 [*] | 0.04 | -0.33 | 0.26 | 0.11 | 0.09 | S2 83 |
| Canada | 14.20 | 1.84 | -0.13 | 0.10 | 0.54 | 0.41 | S1 85 |
| Australie | 19.17 | 4.85 | 0.08 | 0.06 | -0.34 | 0.26 | S2 85 |
| Autriche | 29.42 ["] | 19.53 ^{* *} | 1.56 | 0.86 | 2.05 | 0.94 | S2 85 |
| Finlande | 85.51 ^{**} | 24.86 ^{* *} | 1.42 | 0.82 | 1.62 | 0.88 | S1 85 |
| Pays-Bas | 20.05 | 2.06 | .. | .. | 0.85 | 0.59 | S2 85 |
| Espagne | 42.73 ^{**} | 14.95 ['] | | | 0.41 | 0.32 | S2 84 |
| Suisse | 8.81 | 0.83 | -0.03 | 0.03 | 0.27 | 0.21 | S2 84 |

• La stabilité est rejetée à l'intervalle de confiance de 5 pour cent.

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

a) Les deux lignes correspondent respectivement à l'équation normale et à l'équation fondée sur l'hypothèse d'hystérèse

significatives de paramètres déterminés. En outre, dans le cas des tests portant sur l'ensemble de la période, les paramètres sont tributaires de la tendance calculée sur toutes les observations, tandis que dans l'autre cas on ne calcule cette tendance que sur la période postérieure au premier semestre 1979. Enfin, les tests portant sur l'ensemble de la période se fondent sur les moindres carrés ordinaires et excluent les variables muettes, tandis que les tests portant sur la période postérieure au premier semestre 1979 sont effectués par la méthode des doubles moindres carrés.

D. Définition et sources des données

Pour tous les pays, à l'exception du Japon, de l'Australie, de l'Autriche et de la Suisse, les salaires sont représentés par le quotient de la masse des salaires du secteur privé, selon les comptes nationaux, par l'effectif des salariés de ce secteur. Dans le cas du Japon, il s'agit de l'indice des salaires, y compris les primes, dans l'ensemble des branches, calculé à partir d'une enquête auprès des entreprises employant plus de 30 salariés. Dans le cas de l'Australie, il s'agit de la rémunération totale par salarié du secteur non agricole, y compris les cotisations aux caisses de retraite privées et les revenus en nature. Dans le cas de l'Autriche, il s'agit du quotient de la masse globale des salaires selon les comptes nationaux par l'ensemble des salariés. Dans le cas de

la Suisse, il s'agit du quotient de la masse des salaires du secteur privé, selon les comptes nationaux, par l'emploi total. Le sous-emploi est représenté par le taux de chômage de la population civile (en points de pourcentage). Les prix sont représentés par l'indice implicite des prix de la consommation privée, selon les comptes nationaux. En ce qui concerne les États-Unis, le Japon et l'Allemagne, la productivité est représentée par le quotient du PIB réel du secteur des entreprises par l'emploi dans ce même secteur. Dans le cas de la Finlande, de l'Espagne et de la Suisse, la productivité est représentée par le quotient du PIB réel par l'emploi total.

BIBLIOGRAPHIE

- Andersen, P.S. (1984), « Real wages, inflation and unemployment », BIS Working Papers, No. 9 (juillet).
- Blanchard, O.J. et L.H. Summers (1986), « Hysteresis and the European unemployment problem », *NBER Working Paper* No. 1950 (juin).
- Centre d'Études des Revenus et des Coûts (1982), « Note sur l'indemnisation du chômage en France et à l'étranger » (juin).
- Chow, G.C. (1960). « Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions », *Econometrica*, Vol. 28,3 (juillet), pp. 591-605.
- Coe, D.T. (1985), « Salaires nominaux, taux de chômage non inflationniste et flexibilité des salaires », Revue économique de l'OCDE N° 5 (automne), pp. 87-126.
- La Commission des Communautés Européennes (1986), « Coût budgétaire du chômage et rôle des budgets dans la lutte contre le chômage » (mars).
- Dilnot, A.W. et C.N. Morris (1983), « Private costs and benefits of unemployment: measuring replacement rates », *Oxford Economic Papers*, Supplément (novembre), pp. 321-340.
- Friedman, M. (1968), « The role of monetary policy », *American Economic Review* (March), pp. 1-17.
- Hendry, D.F. (1979), « Predictive failure and econometric modelling in macroeconomics: the transactions demand for money », dans P. Ormerod (éd.), *Economic Modelling*, Londres, Heinemann.
- Johnston, J. (1984). *Econometric Methods* (3^e éd.), New York, McGraw Hill.
- Klau, F. et A. Mittelstadt (1986), « Flexibilité du marché du travail », Revue économique de l'OCDE N° 6 (printemps), pp. 7-45.
- 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.
- Lucas, R.E. (1976). « Econometric policy evaluation: a critique », in K. Brunner et A. Meltzer (éd.), *The Phillips curve and labour markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 1, Amsterdam, North Holland, pp. 19-46.
- Netherlands Central Bank (1980), *Quarterly Statistics*, N° 2 et 3.
- Newell, A. et J.S.V. Symons (1985). « Wages and employment in the OECD countries », Centre for Labour Economics Discussion Paper No. 219 (mai).
- OCDE (1979), L'indemnisation des chômeurs et les mesures favorisant leur emploi.

- OCDE (1980-1986, divers numéros), *Etudes économiques* portant sur des pays déterminés.
- OCDE (1982). *Le défi du chômage. Rapport aux ministres du travail.*
- OCDE (1984, 1985, 1986), *Perspectives de l'emploi.*
- OCDE (1985), *Coûts et avantages des mesures de protection.*
- Phelps, E. (1967). «Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time», *Economica* (août), pp. 254-281.
- Phelps, E. (1972), *Inflation policy and unemployment theory*, Londres, Macmillan.
- Rowlatt, P.A. (1986), «A model of wage bargaining», U.K. Treasury Working Paper No. 44 (août).
- Sims, C.A. (1982). « Policy analysis with econometric models », *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 1, pp. 107-152.
- Swedish Employer's Confederation(1986), *International survey 1974-84: wages and total labour costs for workers* (novembre).
- U.S. Bureau of Labor Statistics (divers numéros), *Current wage developments.*
- Vroman, W. (1981), « State replacement rates in 1980 », *Unemployment compensation studies and research*, National Commission on Unemployment Compensation, Washington D.C.