



**HAL**  
open science

## Disparités institutionnelles et flexibilité des marchés du travail dans l'UE

Loïc Cadiou, Stéphanie Guichard, Mathilde Maurel

► **To cite this version:**

Loïc Cadiou, Stéphanie Guichard, Mathilde Maurel. Disparités institutionnelles et flexibilité des marchés du travail dans l'UE. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2000, 332 (332-333), pp.49 - 63. hal-03458454

**HAL Id: hal-03458454**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-03458454>**

Submitted on 30 Nov 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# Disparités institutionnelles et flexibilité des marchés du travail dans l'UE

Loïc Cadiou, Stéphanie Guichard et Mathilde Maurel\*

---

La comparaison des institutions du marché du travail dans les pays de l'Union européenne fait ressortir une grande diversité de fonctionnement et de régulation. Celle-ci constitue une source potentielle de divergence entre pays européens. À ce titre, elle pourrait être un obstacle au bon fonctionnement de l'Union Économique et Monétaire et nécessiter une certaine harmonisation. Toutefois, cette disparité institutionnelle doit pour cela effectivement conduire à des différences dans la formation des salaires et de d'emploi. Or, l'analyse empirique de l'ajustement des salaires et de l'emploi au niveau macro-économique donne une vision *a priori* plus homogène des situations entre pays.

En outre, les différences d'ajustement entre pays européens ne recourent pas les disparités institutionnelles. En particulier, des marchés du travail aux fonctionnements très différents, comme par exemple ceux du Royaume-Uni et des Pays-Bas, sont caractérisés par des réponses similaires des salaires et de l'emploi à l'environnement économique.

---

\* Loïc Cadiou et Stéphanie Guichard appartiennent au CEPII et Mathilde Maurel est membre du ROSES-CNRS et du CEPR.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Avec l'Union Économique et Monétaire (UEM), les possibilités de mener des politiques nationales se trouvent réduites en faveur de politiques communes. Depuis le lancement de l'euro, la politique monétaire est décidée par la seule banque centrale européenne. Le pacte de stabilité et l'euro 11 (1) encadrent les politiques budgétaires des pays participant à la monnaie unique. Le succès de l'UEM tiendra à la capacité des institutions et organisations nouvelles à jouer pleinement leur rôle. Or, celui-ci est rendu d'autant moins difficile que les pays ont des structures et des comportements économiques proches les uns des autres. La mise en œuvre de la politique monétaire européenne sera facilitée si les évolutions conjoncturelles sont assez semblables dans la zone euro. Les politiques budgétaires seront également plus faciles à coordonner. La question des divergences entre les économies européennes est donc au centre des préoccupations des institutions européennes. Dans les domaines où des différences entre pays sont jugées profondes et durables (c'est-à-dire « structurelles »), une harmonisation ou au moins une coopération peut éventuellement être nécessaire pour permettre un fonctionnement efficace de l'UEM.

Parmi les sources de disparités entre pays européens, celles relatives au marché du travail sont étudiées ici. Avec la disparition des ajustements des taux de change nominaux entre les pays participant à l'euro, les évolutions des salaires et de l'emploi deviennent les déterminants essentiels de la compétitivité, via les coûts salariaux unitaires. S'il s'agit là d'une source de flexibilité potentielle des économies entre elles, le fonctionnement des marchés du travail constitue d'abord une source de divergence. En effet, depuis le début de la construction européenne, le marché du travail est resté un domaine réservé des États membres. Seules les lignes directrices établies lors du sommet de Luxembourg de 1997 reflètent un effort de coopération au niveau européen, mais il se limite essentiellement aux politiques de l'emploi. Or, les différences de fonctionnement du marché du travail, très importantes en Europe, sont susceptibles de rendre très dissemblables les ajustements des salaires et de l'emploi. On oppose traditionnellement les modèles britannique et nordique. De même, il est fréquent de souligner le caractère très réglementé des relations d'emploi dans les pays d'Europe du Sud. La question est donc de savoir si l'hétérogénéité des institutions sur les marchés du travail peut expliquer les différences de sensibilité des salaires et de l'emploi aux variations de l'activité, et si cette diversité pourrait conduire à des réactions différentes des pays participant à l'UEM face à un choc, même symétrique.

Les dispositions institutionnelles du marché du travail sont particulièrement nombreuses. En faire la synthèse est délicat. Elles sont abordées ci-après sous quatre grandes rubriques : le cadre de la négociation des salaires, la législation sur l'emploi, les revenus de remplacement et les politiques actives d'emploi. Sur la base de modèles théoriques du marché du travail, chacune d'elles influence la fixation des salaires et de l'emploi. La négociation collective avec des syndicats forts augmente le pouvoir des travailleurs ayant un emploi, ce qui peut conduire à des hausses de salaire plutôt qu'à des embauches. Les salaires sont alors rigides et peu sensibles au chômage. Mais si les négociations sont centralisées et convenablement coordonnées aux différents niveaux (national, régional, sectoriel, entreprise), il est possible que les salaires réels soient plus sensibles aux conditions macro-économiques et en particulier au chômage.

La législation sur l'emploi encadre la relation de travail, offrant *a priori* une certaine protection aux salariés contre la perte d'emploi et les fluctuations des rémunérations. Mais elle peut rendre plus difficile l'ajustement de l'emploi et des salaires au cours du cycle d'activité et conduire les entreprises à réduire durablement le niveau d'emploi. Surtout, la législation sur l'emploi augmente le pouvoir de négociation des salariés ayant un emploi, ce qui peut avoir le même effet que des syndicats forts. Enfin, les revenus de remplacement (assurances chômage, allocations sous condition de ressources, minima sociaux) peuvent également jouer le même rôle en rendant moins pénalisante une éventuelle perte d'emploi. Ces revenus peuvent aussi réduire l'incitation de leurs destinataires à chercher un emploi et les rendre (pendant un temps au moins) plus exigeants dans leur recherche.

Chacune des quatre caractéristiques institutionnelles étudiées est susceptible d'agir sur l'ajustement des salaires et de l'emploi, suivant des mécanismes qui, selon Bean (1994), varient avec le modèle retenu. Les études empiriques n'ont pas permis jusqu'ici de lever les ambiguïtés.

La description des marchés du travail européens porte sur le secteur marchand, pour lequel il est possible de réunir des éléments de comparaison entre pays avec un détail suffisant, et qui concerne la majorité des travailleurs. L'information disponible provient essentiellement de la Commission européenne (DGV), de l'OCDE et du Bureau international du travail. Pour en intégrer la dimension parfois qualitative, on a attribué des

1. Il s'agit des réunions des 11 pays participant à la monnaie unique, qui précèdent les conseils Ecofin.

2. L'OCDE effectue plutôt des classements de pays, qui ne tiennent pas compte des « distances » entre pays. Or, celles-ci sont généralement disponibles pour les éléments de base (durée de préavis, indemnités de licenciement).

« notes » (2) aux différents pays selon une méthodologie présentée de manière détaillée dans Cadiou et Guichard (1999). Il est ainsi possible de comparer facilement les différents pays. Par exemple, les négociations salariales sont très centralisées en

Grèce (note de 10) et décentralisées au Royaume-Uni (note de 0) (cf. tableau 1-A). De même, les contraintes sur les licenciements sont fortes au Portugal (note de 9,2) et faibles en Finlande et en Allemagne (cf tableau 1-B).

Tableau 1  
Comparaison des marchés du travail européens

**A – Les cadres des négociations salariales**

	Centralisation et coordination des négociations (1)	Coopération entre les partenaires sociaux (2)	Taux de syndicalisation (% des salariés) (3)	Taux de couverture des conventions collectives (% des salariés) (3)	Salaire minimum (% du salaire médian) (4)	Extension administrative des conventions collectives (5)	Importance des comités d'entreprise (6)	Nombre de jours perdus pour grève ou lock-out (3)
Allemagne	7,5	7,5	29	90	55	7,5	10,0	16
Autriche	10,0	10,0	41	98	62	5,0	7,5	6
Belgique	9,5	7,5	52	90	60	5,0	2,5	33
Danemark	10,0	10,0	80	55	54	10,0	7,5	45
Espagne	4,5	5,0	19	82	32	0,0	5,0	434
Finlande	8,3	7,5	79	90	52	0,0	5,0	260
France	3,3	5,0	9	90	50	5,0	2,5	25
Grèce	10,0	10,0	24	90	55	0,0	2,5	701
Irlande	8,3	7,5	49	90	55	10,0	0,0	133
Italie	7,5	7,5	44	75	71	5,0	7,5	198
Norvège	9,0	10,0	58	66	64	5,0	5,0	64
Pays-Bas	9,0	10,0	26	80	55	2,5	7,5	34
Portugal	4,5	7,5	30	70	45	5,0	2,5	39
Royaume-Uni	0,0	0,0	33	26	40	10,0	0,0	34
Suède	7,5	7,5	91	85	52	10,0	2,5	76

1. Note entre 0 et 10 tenant compte du niveau de négociation (national, sectoriel, entreprise), de la coordination entre ces différents niveaux. Moyenne sur les années 90.
2. Note entre 0 et 10 tenant compte de l'existence d'organes de concertation, et de plans nationaux pour l'emploi, des processus de règlement des conflits, de l'étendue des sujets abordés dans les négociations. Moyenne sur les années 90.
3. Source : BIT, « Le travail dans le monde », 1997 et 1998.
4. Source : Dolado *et al.* (1996), sauf pour la Grèce (OCDE, Perspectives de l'emploi, juin 1998).
5. Note entre 0 et 10. Moyenne sur les années 90.
6. Note entre 0 et 10. Moyenne sur les années 90.

**B – Législations du travail et politiques de l'emploi**

	Contrainte sur les périodes d'essai (1)	Contrainte sur les licenciements (2)	Contraintes sur les CDD (3)	Contrainte sur les heures supplémentaires (4)	Taux de remplacement (en % du revenu) (5)	Dépenses de politique active (% PIB) (6)	Dépenses de politique active (% dép. emploi) (6)
Allemagne	0,0	2,5	8,8	4,49	27	6,0	4,6
Autriche	10,0	3,6	3,7	6,41	26	1,3	0,5
Belgique	1,7	3,0	7,8	8,33	39	6,2	4,2
Danemark	6,7	3,5	0,0	7,70	69	8,1	3,0
Espagne	8,3	7,5	4,8	9,33	32	2,5	1,1
Finlande	5,0	2,7	6,3	10,00	44	7,2	3,3
France	10,0	4,4	9,7	5,71	37	5,4	6,1
Grèce	0,0	6,8	7,0	5,54	15	0,8	4,8
Irlande	0,0	3,1	0,0	4,49	26	6,9	5,7
Italie	1,7	5,1	10,0	4,49	34	4,3	9,7
Norvège	10,0	6,1	7,6	5,64	39	4,7	10,0
Pays-Bas	8,3	3,8	3,5	2,22	46	5,7	1,5
Portugal	6,7	9,2	7,4	6,04	35	3,8	7,8
Royaume-Uni	0,0	4,6	0,0	0,00	18	1,4	2,4
Suède	1,7	3,1	9,4	3,33	29	10,0	8,6

1. Note entre 0 et 10 rendant compte de la durée des périodes d'essai. Moyenne sur les années 90.
2. Note entre 0 et 10 synthétisant les contraintes sur les licenciements individuels (moyenne du délai de préavis – converti en unité monétaire en retenant 75 % du salaire – et des indemnités) et collectifs (définition au regard de la directive européenne ; consultation des représentants des travailleurs ; notification préalable à (voire autorisation préalable de) l'agence pour l'emploi ; existence d'indemnités de licenciement minimales). Moyenne sur les années 90.
3. Note entre 0 et 10 tenant compte des conditions de recours à ces contrats, du nombre de renouvellements possibles et de la durée maximale d'emploi d'un salarié sous forme de CDD. Moyenne sur les années 90.
4. Note entre 0 et 10 tenant compte du surcoût financier et du plafonnement du nombre d'heures. Moyenne sur les années 90.
5. Source : OCDE (1998a) ; rapport entre les prestations au titre de l'assurance chômage, de l'assistance chômage et des garanties de ressource type RMI et le salaire brut ; l'indicateur est en fait une moyenne pour 1995 de ce rapport pour différents types de ménages sans enfant selon leur situation fiscale (célibataire, conjoint à charge, conjoint non à charge), leur revenu (salaire moyen et deux tiers du salaire moyen), et la durée de chômage (la première année, les deuxième et troisième années, la cinquième année).
6. Source : OCDE (1998b). Année 1996.

Sources : OCDE, BIT, Dolado *et al.*, calcul des auteurs.

## Des cadres de négociations salariales hétérogènes

L'issue des négociations salariales dépend du pouvoir de négociation relatif des salariés et des employeurs, et plus généralement, de la nature des relations professionnelles dans chaque pays. Le poids des syndicats peut être pris en compte par deux indicateurs complémentaires : le taux de syndicalisation (3) et la couverture des conventions collectives (4). En France, bien que le taux de syndicalisation figure parmi les plus bas de l'échantillon, les syndicats jouent un rôle important. Et dans la plupart des pays, la législation leur confère, quel que soit leur degré de représentativité, le droit exclusif de conclure des conventions collectives avec des employeurs ou des associations d'employeurs, qui peuvent ensuite faire l'objet d'une extension administrative par le gouvernement. À l'exception des cas suédois, danois et britannique, les taux de couverture des conventions collectives sont très supérieurs aux taux de syndicalisation.

Le nombre de jours perdus chaque année pour cause de grèves ou de *lock-out* (5) est souvent présenté comme un indicateur des conflits du travail ; il peut également révéler le pouvoir de nuisance des acteurs les uns envers les autres.

La négociation entre partenaires sociaux est considérée comme plus ou moins centralisée selon le niveau auquel elle se déroule (entreprises, branches, nation), selon le degré de coordination des syndicats de salariés et le degré de coordination des employeurs (6). Un indicateur synthétique du degré de centralisation, inspiré de Soskice (1990) et de Calmfors et Driffill (1988), a été calculé. Il permet de distinguer trois ensembles de pays : l'Autriche, la Grèce, le Danemark, le Bénélux et la Norvège, où la centralisation est forte ; l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne, la Suède et le Portugal, dans une position intermédiaire ; le Royaume-Uni, très décentralisé. La France, où les négociations salariales ont surtout lieu au niveau des entreprises et où les syndicats sont peu coordonnés, se situe à mi-chemin du reste de l'Europe continentale et du Royaume-Uni.

L'issue des négociations dépend, en outre, de la coopération entre les partenaires sociaux. L'existence d'organes de concertation et de plans nationaux pour l'emploi, la manière dont les conflits sont réglés, l'étendue des sujets abordés dans les négociations collectives ou encore le rôle des comités d'entreprise sont autant de paramètres à prendre en compte. Dans presque tous les cas

néanmoins, degré de centralisation et de coopération vont de pair.

Il existe enfin deux types de réglementation sur les salaires : l'exigence d'un salaire plancher et les systèmes d'indexation automatique de l'échelle des salaires sur le coût de la vie. Alors que les derniers ont quasiment disparu, sauf au Luxembourg et en Grèce, les premiers sont encore appliqués dans la plupart des pays. Ils sont soit imposés par la législation (en France, aux Pays-Bas, en Espagne et au Portugal) (7), soit négociés au niveau national (Belgique, Grèce, Danemark) ou sectoriels (Allemagne, Italie, Autriche).

Pour synthétiser cette information sur les relations professionnelles, une analyse en composantes principales identifie les variables qui différencient le mieux les pays les uns des autres. Plus précisément, cette analyse détermine les combinaisons linéaires des différentes caractéristiques des relations professionnelles (les axes) qui résument le mieux l'ensemble d'information. Ici, les deux premiers axes expliquent respectivement 42 % et 27 % des différences entre pays (cf. graphique I). Le Royaume-Uni, qui cumule à la fois une forte décentralisation des négociations, une faible coopération entre partenaires sociaux et des taux de couverture des conventions collectives bas, se distingue nettement des autres pays de l'échantillon. Pour autant, les pays d'Europe continentale sont loin d'offrir un modèle homogène. La France se distingue par des négociations décentralisées, une faible coopération entre les partenaires sociaux, une faible syndicalisation et l'existence d'une procédure d'extension des conventions collectives. Enfin, si l'on cherche le centre de gravité des relations professionnelles des pays participant à l'UEM, celui-ci se trouve plutôt dans un groupe constitué de l'Allemagne, de l'Italie (depuis les réformes de la première moitié des années 90), du Bénélux et de l'Irlande.

3. Les taux de syndicalisation sont publiés par le BIT dans « *Le travail dans le monde* », 1997-1998. Par syndicat, le BIT entend « toute organisation constituée en majorité de salariés, dont les principales activités incluent la négociation des taux de salaire et des conditions d'emploi ».

4. Part des salariés couverts par une convention collective.

5. Le lock-out est l'arrêt de la production décidé par l'employeur.

6. La centralisation est d'autant plus élevée que les syndicats ou les organisations patronales se coordonnent davantage.

7. Le Royaume-Uni a instauré un salaire minimum national en avril 1999.

## Des législations du travail plus ou moins contraignantes

Quatre caractéristiques des contrats de travail déterminent les ajustements des salaires et de l'emploi : la réglementation des embauches, les contraintes sur les licenciements, les dispositions légales sur les formes d'emploi à durée limitée dans le temps, les dispositions légales sur les heures supplémentaires. Dans certains pays (France, pays nordiques, Pays-Bas, Espagne et Portugal), les employeurs peuvent « tester » le salarié grâce à une période d'essai relativement longue au cours de laquelle la réglementation des licenciements est plus souple.

Les licenciements tant collectifs qu'individuels sont soumis à des contraintes plus ou moins fortes (indemnité et préavis, autorisation administrative, définition du licenciement abusif). Un indicateur synthétisant ces différents éléments permet de distinguer plusieurs groupes de pays. Les pays d'Europe du Sud, hormis l'Italie, sont les plus réglementés, la forte protection de l'emploi dans les régimes dictatoriaux qui ont prévalu jusqu'aux années 70 n'ayant pas été remise en cause après le retour de la démocratie. L'Italie, la France et le Royaume-Uni sont dans une position intermédiaire. Les Pays-Bas et, surtout, l'Irlande, la

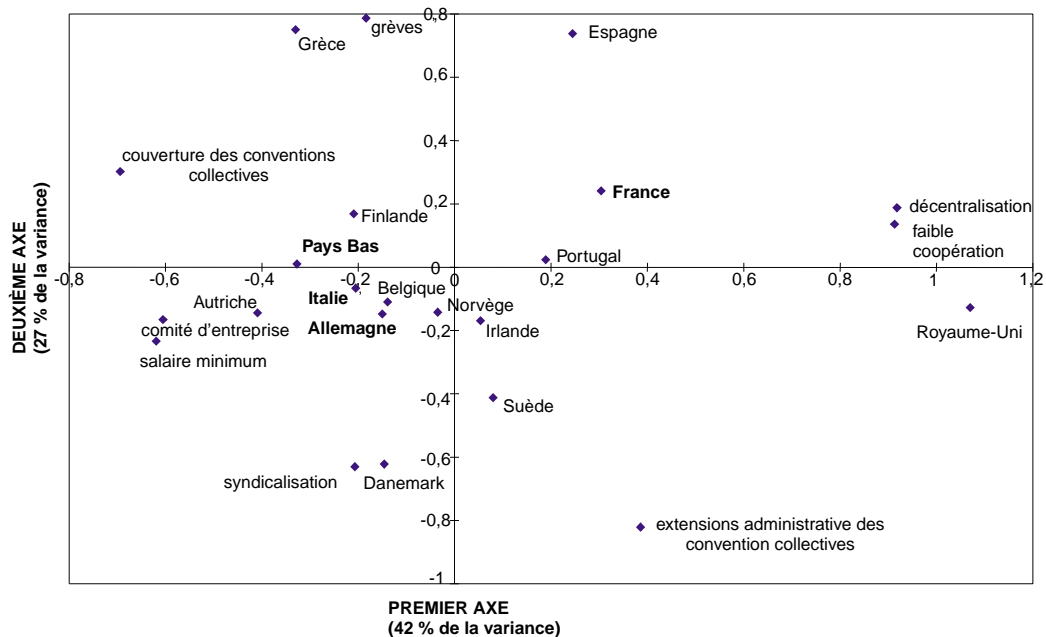
Finlande et l'Allemagne connaissent, à l'opposé, un cadre réglementaire peu contraignant.

Le recours aux heures supplémentaires est particulièrement difficile au Danemark, en Finlande, en Belgique et en Espagne où ces dernières sont fortement taxées. En France et dans une moindre mesure en Allemagne et en Italie, la contrainte en termes d'heures supplémentaires autorisées est relativement forte mais elles sont relativement moins taxées.

Enfin, en Allemagne, en France (8), en Italie et en Suède, les contrats à durée déterminée (CDD) sont très réglementés. Les Pays-Bas sont un peu en dessous de la moyenne européenne, tandis qu'au Royaume-Uni, en Irlande et au Danemark le recours au CDD est très libre. Il n'existe toutefois pas de liaison simple entre la réglementation des CDD et leur part relative dans l'emploi. Cela tient à la complémentarité entre CDD et CDI : en Espagne, par exemple, malgré des contraintes importantes sur les CDD, la quasi-impossibilité de licencier un salarié en CDI a incité les entreprises à multiplier le premier type de contrats

8. Le gouvernement a prévu de renforcer prochainement ces contraintes en imposant aux entreprises qui recourent de manière trop importante aux CDD de verser une contribution supplémentaire à l'État.

Graphique I  
Analyse en composantes principales sur les relations professionnelles



Source : tableau 1-A et 1-B et calcul des auteurs.

(qui représente aujourd'hui 30 % de l'emploi, soit le pourcentage le plus élevé d'Europe).

Le premier axe de l'analyse en composantes principales à partir de ces indicateurs oppose deux groupes de pays : les pays fortement contraints sur simultanément toutes les dimensions de la réglementation (France, Norvège, Portugal, Espagne) et les pays dans lesquels ces contraintes sont très faibles (Royaume-Uni, Irlande). Le deuxième axe oppose des pays dans lesquels les périodes d'essai sont longues mais où les CDD sont relativement contraints (Italie, Grèce, Suède, Allemagne) au Danemark, à l'Autriche, aux Pays-Bas où les périodes d'essai sont courtes mais où le recours aux CDD est plus aisé, ce qui permet de faire de ces contrats un moyen de présélection des candidats (cf. graphique II).

### Des revenus de remplacement à générosité variable

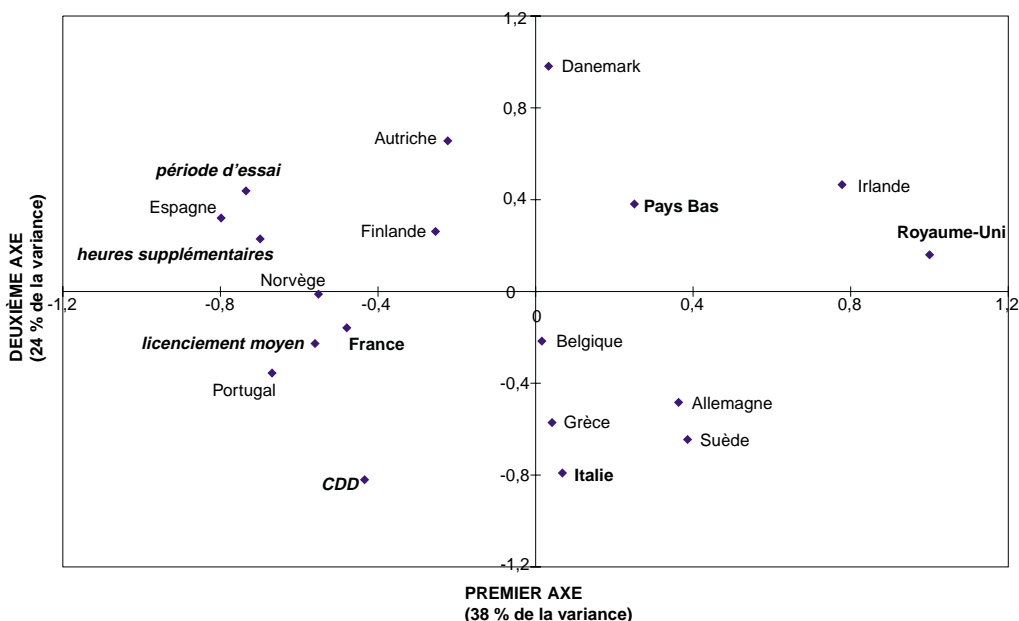
Les systèmes d'allocation chômage ont été mis en place ou développés au début des années 70 alors que le chômage était à un bas niveau en Europe. Depuis, ces systèmes, conçus pour répondre aux problèmes posés par le chômage frictionnel, ont dû

faire face à ceux du chômage de masse. On a alors observé un double mouvement. Dans un premier temps, la générosité des systèmes s'est accrue via en particulier un allongement des durées d'indemnisation. Puis, à mesure que les différents pays ont été confrontés à des problèmes de financement de l'indemnisation du chômage, les conditions d'accès aux prestations ont été durcies et leur générosité réduite.

Dans la plupart des modèles théoriques du marché du travail, les allocations chômage ont un impact négatif sur l'emploi. Certes, elles ont pour but de faciliter la recherche d'emploi et de réduire ainsi les problèmes d'appariement. Mais elles peuvent aussi avoir un impact négatif sur l'emploi, selon au moins trois mécanismes : en augmentant le salaire de réservation à partir duquel un emploi est accepté ; en réduisant la concurrence exercée par les chômeurs sur les travailleurs en place ; en renforçant le pouvoir de négociation des *insiders*, qui ne risquent pas de perdre l'intégralité de leur revenu en cas de licenciement.

Les taux de remplacement des allocations chômage sont calculés par l'OCDE (cf. graphique III). Il s'agit du rapport entre le revenu des sans emploi et le revenu des personnes qui travaillent. L'OCDE

Graphique II  
Analyse en composantes principales sur les contraintes de la réglementation du travail



Source : tableau 1-B et calcul des auteurs.

calcule deux indicateurs (9). Le premier est un taux de remplacement brut (c'est-à-dire calculé avant impôts) (10). Selon cet indicateur, les pays de l'échantillon ont des niveaux de générosité très dispersés allant de moins de 20 % au Royaume-Uni à près de 80 % en Suède. Le second taux est un taux net, après impôts. La prise en compte de la fiscalité donne une image différente, opposant d'un côté le Royaume-Uni et l'Irlande, et, de l'autre, les autres pays dont les taux de remplacement nets sont concentrés autour de 70 %. Le cas italien est à considérer avec prudence, en raison du rôle joué par la CIG (casa integrazione guadani) (11).

Toutefois, l'analyse de l'importance des désincitations financières sur la recherche effective d'un emploi ne peut se limiter à ces indicateurs. Au Royaume-Uni, les allocations logement peuvent représenter plus de 50 % du revenu des chômeurs (OCDE, 1998a). En Italie, les allocations familiales, distribuées sous condition de ressources, représentent le quart du revenu des chômeurs avec enfants au début de la période de chômage et 100 % après 5 ans de chômage. Il faudrait aussi pouvoir prendre en compte le coût des gardes d'enfants pour les ménages pour lesquels le retour à l'emploi nécessite la prise en charge des enfants, ou les prestations non monétaires. De même, il serait souhaitable d'ajouter la contribution des pensions d'invalidité dans les pays où elles ont joué en pratique le rôle d'allocation chômage, notamment aux Pays-Bas – qui comptent le plus grand nombre d'invalides relativement à la population active –,

en Italie et au Royaume-Uni. Pour leurs bénéficiaires, ces allocations présentent l'avantage de ne pas être soumises à la condition de rechercher un emploi. Elles sont souvent plus importantes que les indemnités chômage et, surtout, peuvent être perçues très longtemps.

## L'essor des politiques actives du marché du travail

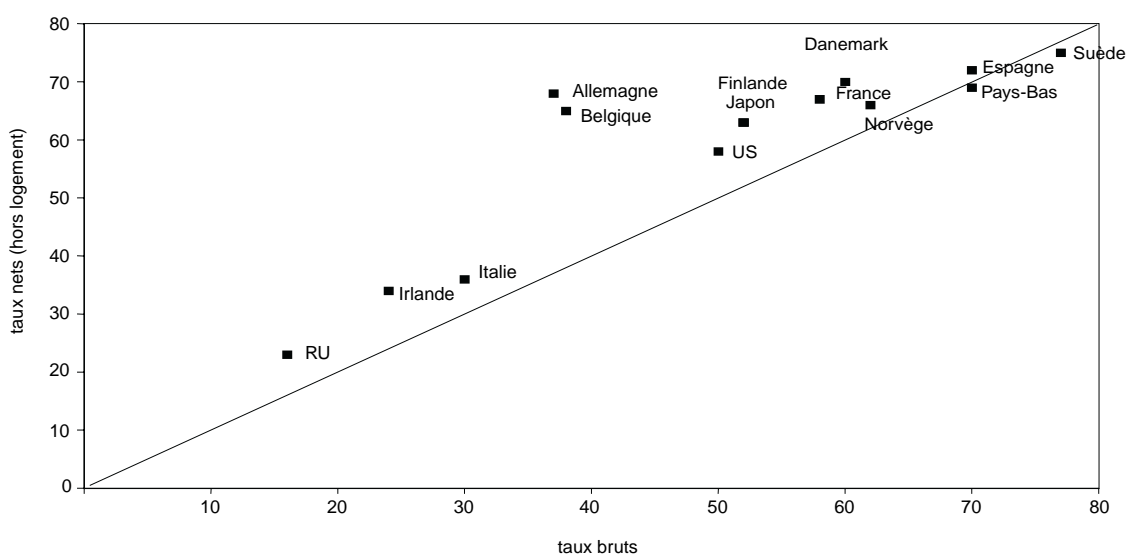
Depuis le milieu des années 80, on observe un essor des politiques actives dans les politiques de l'emploi, encouragé par l'OCDE et la Commission européenne. Il s'agit d'un ensemble de mesures

9. L'UNEDIC (1998) et l'OCDE (1997 et 1998a) fournissent en outre une comparaison détaillée des législations nationales (durée de travail préalable à l'indemnisation, durée d'indemnisation, taux de versement en pourcentage du salaire de référence).

10. Il rapporte les prestations au titre de l'assurance chômage, de l'assistance chômage et des garanties de ressource type RMI au salaire brut. En revanche, il ne comprend pas les allocations logement, ni les allocations familiales, ni les prestations non monétaires dont peuvent bénéficier les chômeurs. Afin de pouvoir comparer les taux bruts et nets de la fiscalité, on retient dans le graphique III le taux calculé pour un célibataire ayant un niveau de salaire de l'ouvrier moyen, au premier mois de la perception de l'allocation. Ce taux est donc différent du tableau 1-B.

11. L'essentiel des allocations versées par cette caisse n'est pas pris en compte dans les mesures de l'indemnisation du chômage. Il est vrai que les 250 000 personnes indemnisées ainsi ne sont pas comptabilisées comme chômeurs. La générosité de ce système est toutefois la contrepartie d'un régime ordinaire d'allocation chômage très peu généreux (taux de versement de 10 % pendant trois mois, au début des années 90). Parallèlement au durcissement des pensions d'invalidité, accordées jusqu'au début des années 90 avec une certaine largesse, le taux de versement du régime général d'indemnisation du chômage doit être reporté progressivement à 40 %.

Graphique III  
Les taux de remplacement bruts et nets en 1995



Lecture : le taux de remplacement est le rapport entre le revenu des sans emploi et le revenu des personnes qui travaillent. Il est brut avant impôts et net après.

Source : OCDE.



destinées à faciliter le retour des chômeurs vers l'emploi ou à prévenir le chômage. On les oppose ainsi aux dépenses passives qui s'attachent à l'indemnisation du chômage et des préretraites. Ces politiques recouvrent des champs aussi divers que les services publics de l'emploi (type ANPE en France), les programmes de formation et de requalification de la main-d'œuvre, les aides à la création d'emplois (ciblées ou non, sous forme de subventions), les emplois publics.

Dans le cadre du plan d'action pour l'emploi en Europe, les pays de l'UE ont décidé un rapprochement progressif vers les trois États membres les plus actifs (Suède, Finlande et Danemark) (cf. graphique IV).

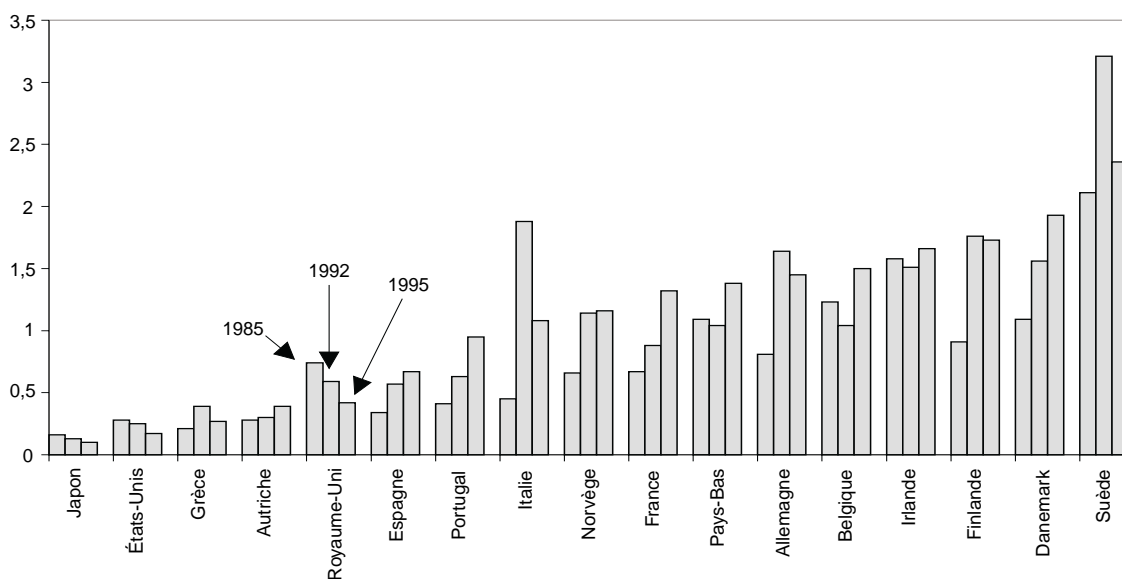
La mesure des politiques actives est complétée par un indicateur de l'importance relative des dépenses actives dans la politique nationale pour l'emploi. Le classement correspondant au graphique IV est alors légèrement modifié. Un premier groupe est caractérisé par des dépenses actives qui représentent plus de la moitié des dépenses totales pour l'emploi (Suède, Norvège, Italie et Portugal). Un deuxième groupe se caractérise par une part des dépenses actives d'environ 40 % en 1996 avec de plus une progression sur dix ans (la France, où la part consacrée aux dépenses actives a doublé en une décennie, l'Irlande et la Grèce). En Allemagne, ce ratio est d'environ 30 %. Enfin, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, les dépenses actives représentent moins du quart des dépenses totales pour l'emploi.

## Des salaires plus ou moins flexibles

La diversité des marchés du travail européens peut être une source d'asymétrie en Europe, si elle engendre des comportements macro-économiques différents d'un pays à l'autre. Une première source de divergence peut provenir de la formation des salaires et, en particulier, de leur sensibilité aux tensions sur le marché du travail, appréhendées le plus souvent par le taux de chômage.

Les résultats des estimations d'équation standard de salaires (cf. encadré) illustrent bien les différences de comportements entre pays au cours des années 90 (cf. tableau 2). La dynamique d'ajustement des salaires aux prix de production et aux termes de l'échange n'est pas statistiquement différente d'un pays à l'autre. En revanche, l'impact à court terme d'une variation de la productivité sur les salaires varie selon les pays. On rejette également l'égalité entre pays de la vitesse d'ajustement à la relation de long terme et celle du chômage dans cette relation. Dans trois pays (Pays-Bas, Suède, Danemark), la force de rappel n'est pas significative. Une variation de la productivité n'a donc aucun effet durable sur le salaire réel, même si à court terme son impact est significatif (de 0,30 aux Pays-Bas et 0,74 au Royaume-Uni). Pour les cinq autres pays, l'indexation des salaires réels sur la productivité est unitaire à long terme. Les réponses à court terme sont différentes (de 0,66 en Italie à 0,42 en France). Le régime de change a un impact significatif au Royaume-Uni et en Finlande, mais de signe opposé. Au Royaume-Uni, la participation au mécanisme

Graphique IV  
Dépenses actives en points de PIB



Source : OCDE.

de change européen semble bien s'être accompagnée d'une plus faible progression des salaires, intégrant des anticipations d'une baisse de l'inflation.

La réponse des salaires réels à une hausse de 1 point du taux de chômage sous l'effet du taux de chômage à court et à long terme, ainsi que de la dynamique des salaires réels, est diverse selon les pays (cf. graphique V). Le pays où le salaire réel réagit, à long terme, le plus fortement au taux de chômage est l'Italie (- 2,8 % au bout de 5 ans). Viennent ensuite l'Allemagne, la Finlande et la France. Les mêmes équations de salaires sur les années 80 ont été estimées pour un sous-groupe de pays pour lesquels les données sont disponibles (Allemagne de l'Ouest (12), France, Italie, Royaume-Uni, Suède et Finlande) (13).

L'Italie reste le pays où les salaires réels sont les plus sensibles au taux de chômage. Cette sensibilité s'est renforcée dans les années 90 ainsi qu'en Finlande où, toutefois, les salaires réels sont plus rigides qu'en Italie. En Suède, le constat est inverse. En France également, mais la désindexation des salaires dans les années 80 biaise fortement l'estimation (14). Au Royaume-Uni, la modification intervenue dans les années 90 va plutôt dans le sens d'un léger renforcement de la rigidité. Enfin, les salaires réels apparaissent très rigides en Allemagne de l'Ouest dans les années 80 et assez flexibles dans l'Allemagne réunifiée des années 90.

### L'apport marginal du taux d'emploi

La substitution du taux d'emploi au taux de chômage comme indicateur des tensions sur le marché

du travail ne modifie pas significativement les résultats (cf. tableau 3). La hiérarchie des pays est conservée, à l'intervention près du Danemark et de la Finlande. Le régime de change n'est plus significatif. Sous la contrainte d'ajustement complet des salaires nominaux aux prix, les coefficients de la dynamique d'ajustement des termes de l'échange et de la productivité à court terme ne sont toujours pas différents. Ni la force de rappel de l'équation de long terme ni le taux d'emploi ne sont statistiquement significatifs au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. Le taux d'emploi n'est pas non plus significatif en Suède et en Finlande. Il l'est en revanche en France, en Allemagne, en Italie et au Danemark. Dans les trois premiers pays, on retrouve la même hiérarchie qu'avec le taux de chômage, la sensibilité du salaire au taux d'emploi étant la plus élevée en Italie, devant l'Allemagne puis la France. Enfin, le taux d'emploi est significatif au Danemark au contraire du taux de chômage.

La hiérarchie des pays sur l'échelle de la rigidité du marché du travail reste inchangée, quels que soient la période d'estimation et/ou l'indicateur de tension sur le marché du travail. Les estimations obtenues par d'autres auteurs (15) sur des périodes différentes

12. Les estimations sur les années 80 sont réalisées avec l'Allemagne de l'Ouest, alors que les résultats présentés précédemment pour les années 90 concernent l'Allemagne totale.

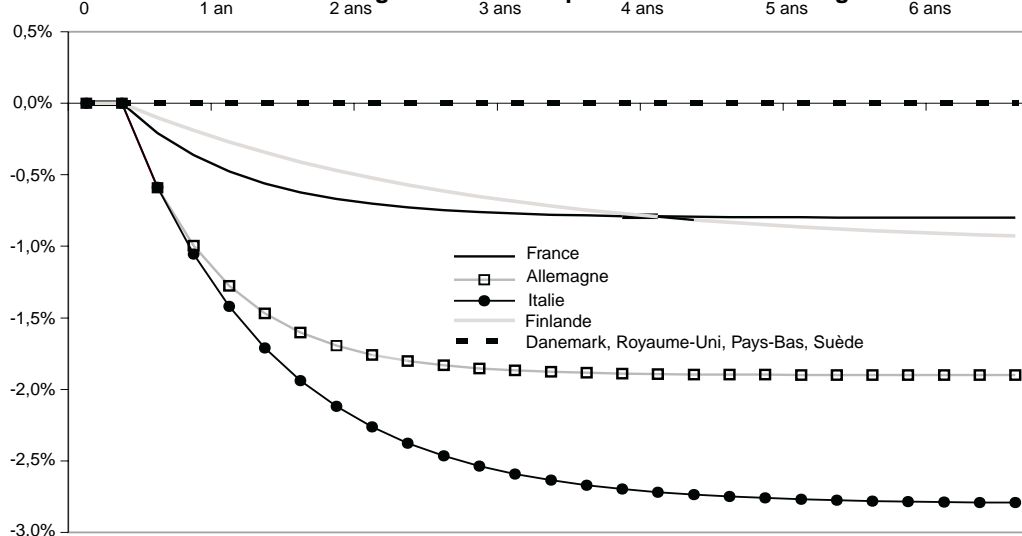
13. Les résultats de ces estimations sont disponibles auprès des auteurs.

14. En effet, l'élasticité apparente des salaires réels au taux de chômage est élevée, mais la modération salariale qui s'amorce en 1983 tient à la fois au blocage temporaire et à la désindexation des salaires, et à la hausse du chômage

15. Layard, Nickell et Jackman (1991), Tyrväinen (1995), Mc Morrow (1996), Sinclair et Horsewood (1997), Roeger et In't Veld (1997), Bertola (1990) et Barrel, Pain et Young (1994).

Graphique V

#### Réponse des salaires réels à une augmentation de 1 point du taux de chômage



Lecture : au bout de cinq ans, une hausse d'un point du taux de chômage en Italie provoque une baisse du salaire réel de 2,8 %.

Source : calcul des auteurs.

### ESTIMATIONS DES ÉQUATIONS DE SALAIRES ET DE L'AJUSTEMENT DE L'EMPLOI AU PIB

Une comparaison de la flexibilité salariale au cours des années 90 est possible pour un échantillon de huit pays européens : l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni, les Pays-Bas, la Suède, le Danemark et la Finlande (1). La sensibilité des salaires aux tensions sur le marché du travail est un indicateur traditionnel de cette flexibilité. Des équations de salaires en données trimestrielles sont estimées. Elles dérivent du modèle WS popularisé par Layard, Nickel et Jackman (2) :

$$\begin{aligned} \Delta \log(W_{it}) = & aO_i * c + (1 - bI_i - b2_i) * \Delta \log(W_{it-1}) + \\ & bI_i * \Delta \log(P_{it}) + b2_i * \Delta \log(P_{it-1}) \\ & + cI_i * \Delta \log(Pc_{it} - P_{it}) + c2_i * \Delta \log(Pc_{it-1} - P_{it-1}) \\ & + dI_i * \Delta \log(Q_{it} / N_{it}) + d2_i * \Delta \log(Q_{it-1} / N_{it-1}) \\ & + eI_i * \Delta TCH_{it} + e2_i * \Delta TCH_{it-1} \\ & + s_i * SME_{it} \\ -f_i * & [\log(W_{it-1} / P_{it-1}) - \log(Q_{it-1} / N_{it-1}) - g_i * TCH_{it-1}] \end{aligned}$$

avec pour le pays  $i$  et à la date  $t$ ,  $W_{it}$ , le coût du travail,  $P_{it}$  et  $Pc_{it}$ , respectivement le prix du PIB et de la consommation,  $Q_{it}$  le PIB en volume,  $N_{it}$  l'emploi total,  $TCH_{it}$  le taux de chômage (3). La variable  $SME_{it}$  représente le régime de change du pays  $i$  à la date  $t$ . Cette variable vaut 0 lorsque le pays  $i$  participe au mécanisme de change européen et 1 s'il n'y participe pas. Les variables précédées de  $\Delta$  sont en différences premières.

Dans cette représentation par un modèle à correction d'erreur, les variations du taux de salaire dépendent, à court terme, de celles des prix à la production, de la productivité du travail, du rapport entre les prix à la consommation et à la production (4), et du taux de chômage. On suppose en outre que l'ajustement des salaires nominaux sur les prix est complet (5). À long terme, le taux de salaire est supposé parfaitement indexé sur la productivité apparente du travail et peut être sensible au niveau du taux de chômage. La vitesse à laquelle les effets de long terme se font sentir (mesurée par la force de rappel), à savoir la part de l'écart à la relation de long terme comblée chaque trimestre) est un paramètre important du modèle.

En outre, est intégré l'effet de la participation au mécanisme de change européen, sur la formation des salaires. Cette variable n'est en fait pertinente que pour le Royaume-Uni, l'Italie et la Finlande, puisqu'au cours de la période d'estimation les autres pays sont soit toujours dans le mécanisme de change européen (France, Allemagne, Pays-Bas, Danemark), soit jamais (Suède), si bien que leur appartenance au SME est prise en compte dans la constante. Le Royaume-Uni et l'Italie sortent du mécanisme à la mi-septembre 1992. Puis, fin 1996, l'Italie réintègre le mécanisme (le 24 novembre) et la Finlande y entre pour la première fois (le 12 octobre).

Le taux de chômage est un indicateur imparfait de l'excès d'offre de travail, puisqu'il ne prend en compte

que les demandeurs d'emploi déclarés, sous-estimant ainsi le sous-emploi. Une mesure alternative, ayant vraisemblablement le défaut inverse de surestimer le sous-emploi, est le taux d'emploi. Les équations de salaires sont donc estimées en utilisant successivement ces deux indicateurs.

La recherche d'estimateurs robustes sur une période aussi courte (premier trimestre de 1991 - dernier trimestre de 1997) et l'objectif de comparaison de la formation des salaires entre pays européens ont conduit à empiler les équations de salaire des différents pays. Dans un premier temps, les coefficients sont contraints à être identiques entre pays. Puis, ces contraintes d'égalité sont progressivement relâchées, après avoir été testées (6).

La comparaison des marchés du travail européens est complétée par l'analyse de la rapidité d'ajustement de l'emploi à l'activité économique. Pour cela, on estime, sur la même période que précédemment (1<sup>er</sup> trimestre 1991 au 4<sup>e</sup> trimestre 1997), des équations à correction d'erreur empilées :

$$\begin{aligned} \Delta \log(N_{it}) = & \alpha O_i * c + \alpha I_i * \Delta \log(N_{it-1}) \\ & + \beta I_i * \Delta \log(Q_{it}) + \beta 2_i * \Delta \log(Q_{it-1}) \\ & - \phi * [\log(N_{it-1}) - \log(Q_{it-1}) + \gamma_i * Temps_{-1}] \end{aligned}$$

1. Les autres pays de l'UE (Espagne, Belgique, Luxembourg, Portugal, Grèce, Irlande), ne publient pas de données de salaires en fréquence trimestrielle. En Autriche, les données trimestrielles sur la masse salariale s'arrêtent en 1995.

2. Ce modèle de wage setting est une exposition macro-économique de modèles micro-économiques de fixation des salaires qui mettent l'accent sur les imperfections du marché du travail (Layard, Nickell et Jackman, 1991).

3. Pour chacun de ces pays, la masse salariale (salaire brut plus cotisations sociales employeurs) est rapportée au nombre de salariés, ce qui définit le taux de salaire. Ces données sont tirées des comptabilités nationales, sauf pour l'Italie où elles sont issues des comptes trimestriels de l'OCDE. Les données de PIB, d'emploi total et de prix à la consommation proviennent toutes des comptabilités nationales. On ne dispose pas d'un taux de salaire horaire, mais d'un taux de salaire moyen. Ce dernier incorpore donc les effets des modifications de la durée du travail. Le taux de salaire utilisé dans la suite peut baisser, soit parce que le salaire horaire sous-jacent a diminué, soit parce que la durée moyenne du travail a elle-même baissé. Enfin, les taux de chômage retenus sont ceux d'Eurostat, et les séries de population utilisées pour calculer le taux d'emploi viennent de l'ONU.

4. Ce rapport, aussi appelé termes de l'échange intérieur, rend compte de l'écart entre le salaire exprimé en unités de production (coût du travail pour les entreprises) et le salaire exprimé en unités de consommation (pouvoir d'achat du salaire pour les salariés).

5. Ceci signifie que le salaire nominal s'ajuste exactement asymptotiquement au prix (Malgrange et Loufir, 1997). Il faut pour cela, non seulement que l'indexation des salaires sur les prix soit unitaire dans la relation de long terme, mais aussi que la somme des élasticités de la relation de court terme soit égale à un. En d'autres termes, on estime une équation de salaire réel, tout en acceptant une forme d'ajustement dynamique des salaires nominaux aux prix à court terme.

6. Les tests du rapport de vraisemblance sont disponibles auprès des auteurs. De manière à faciliter la convergence de l'estimation non linéaire, on a en outre exclu au fur et à mesure les variables qui n'étaient pas significatives au seuil de 15 %.



– avec des données de fréquence annuelle ou semestrielle et des techniques économétriques différentes –, aboutissent au même résultat, robuste sur le plan macro-économique. Selon ce résultat, l'Italie est le pays de l'échantillon où la flexibilité des salaires est la plus forte, et le Royaume-Uni un de ceux où elle est la plus faible. Des travaux micro-économiques récents confirment en outre la plus grande

rigidité des salaires au Royaume-Uni (Burgess, 1998 ; Fouquin, Jean et Stulzman, 1998).

### Un ajustement de l'emploi à la production d'un à deux ans pour la plupart des pays

La comparaison des comportements d'emploi (cf. encadré) fait apparaître des différences nationales

<p>Encadré (fin)</p> <p>Les dynamiques à l'œuvre dans cette équation peuvent être résumées par le délai moyen d'ajustement de l'emploi à la production. Il s'agit du temps moyen au bout duquel est réalisé l'ajustement de l'emploi à une modification durable de la production. L'équation dynamique de l'emploi peut s'écrire de manière générique :</p> $A(L) * N_t = B(L) * Q_t \text{ où } L \text{ est l'opérateur retard : } L(x_t) = x_{t-1}$ <p>Si <math>A(L)</math> est inversible, ce qui est le cas ici, alors :</p> $N_t = C(L) * Q_t, \text{ où } C(L) = c_0 + c_1 * L + c_2 * L^2 + \dots + c_n * L^n + \dots$	<p>Le délai moyen d'ajustement est alors défini par :</p> $(1 * c_1 + 2 * c_2 + 3 * c_3 + \dots + n * c_n + \dots) / (c_0 + c_1 + c_2 + c_3 + \dots + c_n + \dots) = C'(L) / C(L)$ <p>Pour être pleinement satisfaisante, l'estimation d'équations de demande de travail nécessiterait de disposer de données relatives à la durée du travail. En effet, c'est le volume d'emploi en nombres d'heures que les entreprises cherchent à ajuster à l'activité, ce qu'elles peuvent faire en modifiant le nombre d'emplois ou en modulant la durée du travail de chaque employé. Ces données d'heures travaillées ne sont malheureusement pas disponibles.</p>
--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

Tableau 2  
Résultats de l'estimation des équations de salaires avec le taux de chômage

Estimation du 1<sup>er</sup> trimestre 1991 au 4<sup>e</sup> trimestre 1997

	France	Allemagne	Italie	Royaume-Uni	Pays-Bas	Suède	Danemark	Finlande
Constante	1,81 <i>6,2</i>	2,47 <i>5,1</i>	1,50 <i>3,2</i>	0,56 <i>2,2</i>	- 0,00 <i>0,8</i>	+ 0,00 <i>3,0</i>	+ 0,00 <i>4,2</i>	1,27 <i>3,1</i>
SME	so	so	—	0,008 <i>3,3</i>	so	so	so	- 0,012 <i>2,1</i>
$\Delta \log(W_{it-1})$	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>	- 0,28 <i>contraint</i>
$\Delta \log(P_{it})$	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>	0,64 <i>11,8</i>
$\Delta \log(P_{it-1})$	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>	0,64 <i>12,1</i>
$\Delta \log(P_{Cit}-P_{it})$	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>	0,22 <i>3,7</i>
$\Delta \log(P_{Cit-1}-P_{it-1})$	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>	0,35 <i>6,1</i>
$\Delta \log(Q_{it}/N_{it})$	0,42 <i>6,9</i>	0,61 <i>12,1</i>	0,66 <i>7,5</i>	0,74 <i>4,0</i>	0,32 <i>2,3</i>	—	0,12 <i>2,0</i>	0,64 <i>4,5</i>
Force de rappel (f <sub>j</sub> )	0,28 <i>6,2</i>	0,37 <i>5,0</i>	0,22 <i>3,2</i>	0,09 <i>2,2</i>	—	—	—	0,19 <i>3,1</i>
TCH <sub>it-1</sub> (g <sub>j</sub> )	- 0,008 <i>3,8</i>	- 0,019 <i>5,5</i>	- 0,028 <i>7,1</i>	—	—	—	—	- 0,013 <i>4,2</i>
R <sup>2</sup>	0,34	0,48	0,67	0,37	0,12	0,00	0,06	0,18
DW	1,7	1,7	1,5	2,2	1,9	2,2	2,2	2,5

Lecture : les variables sont définies dans l'encadré. Les statistiques de Student sont présentées en italique.

— : variable non significative au seuil de 10 %, retirée de l'estimation finale.

so : variable sans objet.

Source : calcul des auteurs.

importantes. L'égalité des coefficients entre pays est acceptée pour tous les paramètres sauf pour la force de rappel (cf. tableau 4). Afin de rendre compte des différences de dynamique d'ajustement de l'emploi à l'activité, on calcule le délai moyen d'ajustement dans chaque pays (cf. tableau 5). Selon cet indicateur synthétique, l'emploi s'est, dans les années 90, ajusté très rapidement à la production en Finlande. Pour les autres pays, l'ajustement prend en moyenne entre un an (Allemagne) et deux ans (France, Italie, Pays-Bas, Suède). Le Royaume-Uni et le Danemark sont dans une situation intermédiaire, puisque l'emploi met en moyenne un an et demi à s'ajuster à la production.

Ces estimations ont été reconduites sur les années 80 afin de mettre en évidence les modifications intervenues au cours des années 90. La plus marquante est l'accroissement de la vitesse d'ajustement de l'emploi en Italie. Cette dernière est la plus lente de l'échantillon au cours des années 80, alors qu'elle est comparable à celle des autres pays dans les années 90. La Finlande a connu une évolution encore plus marquée que l'Italie entre les deux décennies. En

France et en Allemagne, la vitesse d'ajustement est stable. En Suède, l'ajustement de l'emploi est moins rapide dans les années 90. Au Royaume-Uni, enfin, un léger changement semble avoir eu lieu dans le sens d'une réaction un peu plus lente de l'emploi.

La confrontation des analyses descriptive et économétrique est riche d'enseignements. D'abord, les différences de comportement de salaires et d'emploi ne peuvent être aisément rapprochées des caractéristiques institutionnelles des marchés du travail.

Au Danemark et aux Pays-Bas, où la centralisation des négociations salariales est importante, la rigidité salariale est proche de celle qu'on observe au Royaume-Uni, pays où les négociations salariales sont très décentralisées. Le délai moyen d'ajustement de l'emploi à la production est comparable en France, aux Pays-Bas et en Italie alors que ces pays ont des niveaux et des modalités de contrainte réglementaire très différents. En particulier, contrairement aux enseignements des modèles théoriques, une réglementation plus stricte de l'emploi n'est pas associée à plus de rigidité salariale. La

Tableau 3  
Résultats de l'estimation des équations de salaires avec le taux d'emploi

Estimation du 1<sup>er</sup> trimestre 1991 au 4<sup>e</sup> trimestre 1997

	France	Allemagne	Italie	Royaume-Uni	Pays-Bas	Suède	Danemark	Finlande
Constante	0,98 <i>3,3</i>	0,70 <i>1,5</i>	0,49 <i>2,0</i>	0,00 <i>0,4</i>	- 0,00 <i>1,0</i>	1,95 <i>3,0</i>	0,46 <i>2,4</i>	0,46 <i>2,1</i>
SME	so	so	—	—	so	so	so	—
log(W <sub>it-1</sub> )	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>	- 0,41 <i>contraint</i>
Δlog(P <sub>it</sub> )	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>	0,74 <i>11,2</i>
Δlog(P <sub>it-1</sub> )	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>	0,67 <i>10,3</i>
Δlog(PC <sub>it</sub> -P <sub>it</sub> )	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>	0,27 <i>3,9</i>
Δlog(PC <sub>it-1</sub> -P <sub>it-1</sub> )	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>	0,28 <i>4,5</i>
Δlog(Q <sub>it</sub> /N <sub>it</sub> )	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>	0,49 <i>15,3</i>
Δlog(Q <sub>it-1</sub> /N <sub>it-1</sub> )	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>	0,10 <i>2,6</i>
Force de rappel	0,17 <i>3,6</i>	0,14 <i>1,7</i>	0,10 <i>2,2</i>	—	—	0,30 <i>3,0</i>	0,09 <i>2,9</i>	0,07 <i>2,1</i>
TEM <sub>it-1</sub>	0,013 <i>2,5</i>	0,021 <i>2,3</i>	0,032 <i>3,9</i>	—	—	—	0,017 <i>1,9</i>	—
R <sup>2</sup>	0,32	0,82	0,47	0,22	0,08	0,14	0,12	0,23
DW	1,8	2,2	1,5	1,7	1,6	1,4	2,2	2,1

Lecture : les variables sont définies dans l'encadré. Les statistiques de Student sont présentées en italique.

— : variable non significative au seuil de 10 %, retirée de l'estimation finale.

so : variable sans objet.

Source : calcul des auteurs.

générosité des revenus de remplacement, qui oppose nettement le Royaume-Uni et la Suède, ne paraît pas non plus corrélée à la rigidité salariale. Enfin, le Royaume-Uni ne se distingue pas par un ajustement particulièrement rapide de l'emploi, ni par une grande flexibilité salariale (au contraire). C'est pourtant sans ambiguïté le pays dont le marché du travail est le moins réglementé.

Au total, des caractéristiques institutionnelles très différentes conduisent à des degrés de rigidité des salaires réels similaires, et inversement (16). Ce résultat peut être interprété dans le cadre des théories selon lesquelles les diverses régulations du marché du travail sont complémentaires (Coe et Snower, 1997 ; Pissarides, 1998). La présente étude indique toutefois que les marchés du travail les moins réglementés ne s'accompagnent pas nécessairement d'une plus grande flexibilité des salaires au niveau macro-économique (17).

Enfin, une question reste posée : la diversité des comportements de salaires et d'emploi dans les pays européens constitue-t-elle une source de

réactions asymétriques, risquant de donner à un choc initialement symétrique des effets finalement différents d'un pays à l'autre ? Si l'analyse descriptive des institutions et réglementations du marché du travail fait apparaître de nombreuses différences de fonctionnement, l'analyse empirique sur données macro-économiques révèle avant tout une très faible flexibilité des salaires réels. Les différences de flexibilité (ici mesurée par la sensibilité des salaires réels au taux de chômage) sont certes significatives sur le plan statistique, mais pas sur le plan économique. En effet, l'intégration dans un petit modèle bouclé des équations de salaires et d'emploi présentées ici (Cadiou, Guichard et Maurel, 1999) montre le très faible rôle joué par le marché du travail dans la résorption des déséquilibres conjoncturels. □

16. Voir Cadiou, Guichard, Maurel (1999) pour une analyse détaillée (op. cité).

17. L'hypothèse selon laquelle une réglementation « libérale » du marché du travail, comme celle du Royaume-Uni, conduirait à plus de flexibilité salariale ne se vérifie pas au niveau macro-économique.

Tableau 4

**Estimation de l'ajustement de l'emploi au PIB dans les années 90**

Estimation du 1<sup>er</sup> trimestre 1991 au 4<sup>e</sup> trimestre 1997

	France	Allemagne	Italie	Royaume-Uni	Pays-Bas	Suède	Danemark	Finlande
Constante	0,95 <i>10,5</i>	0,93 <i>10,6</i>	0,95 <i>10,2</i>	0,99 <i>10,4</i>	0,93 <i>10,7</i>	0,95 <i>10,1</i>	0,95 <i>10,2</i>	1,00 <i>10,5</i>
log (N <sub>it-1</sub> )	—	0,44 <i>3,7</i>	—	—	—	—	—	0,46 <i>5,1</i>
log (Q <sub>it</sub> )	0,06 <i>3,0</i>	0,03 <i>2,6</i>	—	—	—	0,22 <i>6,4</i>	0,14 <i>3,1</i>	0,16 <i>3,4</i>
Δlog (Q <sub>it-1</sub> )	—	—	—	0,33 <i>3,8</i>	—	—	0,16 <i>3,9</i>	0,35 <i>7,6</i>
Force de rappel	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>	0,110 <i>10,7</i>
Temps-1	0,0024 <i>7,6</i>	0,0053 <i>10,5</i>	0,0033 <i>2,0</i>	0,0034 <i>6,0</i>	0,0021 <i>4,5</i>	0,0030 <i>2,6</i>	0,0028 <i>3,3</i>	0,0083 <i>4,5</i>
R <sup>2</sup>	0,57	0,23	0,21	0,65	0,14	0,63	0,58	0,78
DW	0,5	2,2	2,0	1,7	2,6	1,6	2,3	2,4

Lecture : les variables sont définies dans l'encadré. Les statistiques de Student sont présentées en italique.

— : variable non significative au seuil de 10 %, retirée de l'estimation finale.

Source : calcul des auteurs.

Tableau 5

**Ajustement de l'emploi au PIB dans les années 90 et dans les années 80**

Délai moyen d'ajustement en trimestres

	France	Allemagne	Italie	Royaume-Uni	Pays-Bas	Suède	Danemark	Finlande
Estimation sur les années 90	8,5	4,8	9,1	6,1	9,1	7,1	6,4	0,3
Estimation sur les années 80	8,8	3,7	16,7	3,4	so	3,9	so	8
so : sans objet, les données n'étant pas disponibles.								

Source : calcul des auteurs.

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Barrel R., Pain N. et Young G. (1994)**, « Structural Differences in European Labour Markets », in *The UK Labour Market : Comparative Aspects and Institutional Developments*, Barrell, R., ed. Cambridge, pp. 214-257.
- Bean C. (1994)**, « European Unemployment : A Survey », *Journal of Economic Literature* 32(2), juin, pp. 573-619.
- Bertola G. (1990)**, « Job Security, Employment and Wages », *European Economic Review*, 34(4), juin, pp. 851-879.
- Burgess S. (1998)**, « Unemployment in Britain : a Dynamic Perspective », *mimeo*.
- Cadiou L. et S. Guichard (1999)**, « La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l'union monétaire ? Partie I : La diversité des marchés du travail dans les pays de l'UE », *Document de travail du CEPII*, n° 99-10.
- Cadiou L., S. Guichard et M. Maurel (1999)**, « La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l'union monétaire ? Partie II : Les implications macro-économiques de la diversité des marchés », *Document de travail du CEPII*, n° 99-11.
- Calmfors L. et Driffill J. (1988)**, « Bargaining Structure, Corporatism, and Macroeconomic Performance », *Economic Policy*, n° 6, pp. 14-61.
- Coe D. et Snower D. (1997)**, « Policy Complementarities : The Case for Fundamental Labor Market Reform », *International Monetary Fund Staff Papers*, 44(1), mars, pp. 1-35.
- Dolado, J. et al. (1996)**, « The Economic Impact of Minimum Wages in Europe », *Economic Policy : A European Forum*, 0(23), Octobre.
- Fouquin M., Jean S. et Stulzman A. (1998)**, « Le marché du travail britannique vu de France », *document de travail du CEPII*, n° 98-11, octobre.
- Layard R., Nickell S. et Jackman R. (1991)**, *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Malgrange P. et Loufir R. (1997)**, « Une étude comparative des comportements salariaux en Allemagne, en France et aux Pays-Bas », *Économie et Prévision*, 0(128), pp. 115-129.
- McMorrow K. (1996)**, « The Wage Formation Process and Labor Market Flexibility in The Community, the US and Japan », *European Commission Economic Paper*, n° 123, octobre.
- OCDE (1997-a)**, *Valoriser le travail : fiscalité, prestations sociales, emploi et chômage*, Paris.
- OCDE (1997-b)**, *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (1998a)**, *Système de prestations et incitations au travail*, Paris.
- OCDE (1998b)**, *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- Pissarides C. (1998)**, « The Impact of Employment Tax Cuts on Unemployment and Wages : the Role of Unemployment Benefits and Tax Structure », *European Economic Review*, n° 42 (1), janvier, pp. 155-183.
- Roeger W. et In'T Veld J. (1997)**, « Quest II : A Multy Country Business Cycle and Growth Model », *European Commission Economic Paper*, n° 123, octobre.
- Sinclair P. et Horsewood R. (1997)**, « European Unemployment : Macroeconomic Aspects, Has the Phillips Curve Been Reborn ». *EUI Working Paper*, n° 41.
- Soskice D. et Iversen T. (1998)**, « Multiple Wage-Bargaining in the Single European Currency Area », *Oxford Review of Economic Policy*, 14(3), automne, pp. 110-124.
- Tyrvaïnen T. (1995)**, « Real Wage Resistance and Unemployment : Multivariate Analysis of Cointegrating Relations in 10 OECD Countries », *OECD working paper*, n° 135.
- UNEDIC (1998)**, *L'assurance chômage dans l'Union européenne*.

Le lecteur pourra aussi consulter :

**Aligisakis M. (1997)**, « Labour Disputes in Western Europe : Typology and Tendencies », *International Labour Review*, 136(1), printemps, pp. 73-94.

**Bazen S. et Martin J. (1991)**, « The Impact of the Minimum Wage on Earnings and Employment in France », *OECD Economic Studies*, 0(16), printemps, pp. 199-221.

- Bentolila S. et Dolado G. (1994)**, « Labour Flexibility and Wages : Lessons from Spain », *Economic Policy*, 9(18), avril, pp. 53-99.
- Cahuc P. et Zylberberg A. (1996)**, *Économie du travail. La formation des salaires et les déterminants du chômage*, De Boeck, Bruxelles.
- Calmfors L. (1998)**, « Macroeconomic Policy, Wage Setting, and Employment – What Difference Does the EMU Make ? », *Oxford Review of Economic Policy*, 14(3), automne, pp. 125-151.
- Commission européenne (1998)**, *Cessation de la relation de travail, situation juridique dans les États membres de l'Union européenne*, Luxembourg.
- Demekas D. (1994)**, « Labor Market Institutions and Flexibility in Italy : A Critical Evaluation and Some International Comparisons », *IMF Working Paper*, n° 30.
- Eichengreen B. (1992)**, « Labor Markets and European Monetary Unification », in *Policy Issues in the Operation of Currency Unions*, P. Masson. et M. Taylor, eds. Cambridge, pp. 130-162.
- Freeman R. (1995)**, « The limits of Wage Flexibility to Curing Unemployment, », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 11, pp. 63-72.
- Grubb D. et Wells W. (1993)**, « Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries », *OECD Economic Studies*, 0(21), hiver, pp. 7-58.
- Jackman R. (1995)**, « What Can Active Labour Market Policy Do ? » London School of Economics, *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, n° 226, mars.
- McDonald I. et Solow R. (1981)**, « Wage Bargaining and Employment » *American Economic Review*, 71 (5), pp. 896-908.
- McDonald I. et Solow R. (1985)**, « Wages and Employment in a Segmented Labor Market », *Quarterly Journal of Economics*, 100(4), pp. 1115-1141.
- Mosley H. (1993)**, « La protection contre le licenciement en Europe », *Observatoire de l'emploi, MISEP Politiques*, n° 44.
- Nickell S. et Andrews M. (1983)**, « Unions, Real Wages, and Employment in Britain : 1951-1979 », *Oxford Economic Papers*, vol.35, supplément.
- Observatoire de l'emploi (1997)**, *Tableau de Bord 1997*, Commission européenne, Berlin.
- Passet O. et Jestaz D. (1998)**, « Flexibilité et performances comparées des marchés du travail dans les pays de l'OCDE », Institut de Recherches Economiques et Social.
- Perrot A. (1998)**, *Les nouvelles théories du marché du travail*, La Découverte.
- Prasad E. et Utili F. (1998)**, « The Italian Labor Market : Stylized Facts, Institutions, and Directions for Reform », *IMF Working Paper*, n° 42.
- Reissert B. (1993)**, « Les régimes nationaux d'indemnisation du chômage dans le marché intérieur européen », *Observatoire de l'emploi, MISEP Politiques*, n° 43.
- Saint-Paul G. (1995)**, « Reforming Europe » « Labour Market: Political Issues », *London School of Economics Center for Economic Policy Research, Discussion Paper*, n° 1223.
- Soskice D. (1990)**, « Wage Determination : The Changing Role of Institutions in Advanced Industrialized Countries », *Oxford Review of Economic Policy*, 6(4), hiver, pp. 36-61.
- Thomas (1994)**, « The Response of Wages and Labor Supply Movements to Employment Shocks Across Europe and the United States », *IMF working paper*, n° 158, décembre.