Revue économique *de l'OCDE, n° 26, 1996/I*

LE RÔLE DES POLITIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DES DISPOSITIONS INSTITUTIONNELLES CONCERNANT LE CHÔMAGE : UNE COMPARAISON INTERNATIONALE

Stefano Scarpetta

TABLE DES MATIÈRES

Introduction 53
Le cadre théorique et la procédure d'estimation 56
Le cadre théorique 56
Procédure d'estimation 59
Variables explicatives 61
Facteurs conjoncturels. 61
Variables représentatives de l'action des pouvoirs publics 62
Facteurs institutionnels 65
Autres facteurs *68*
Résultats de l'analyse éçonométrique 69
Déterminants structurels du chômage 69
Persistance du chômage 79
Explication des écarts dans le niveau et l'évolution du chômage structurel. 82
Remarques de conclusion 84
Annexe A : Description des variables. 93
Annexe 5 : Indicateurs de l'ampleur des restrictions commerciales 98
Annexe C : Analyse de sensibilité 102
Bibliographie 110

t'auteur est particulièrement reconnaissant à Andrew Burns, Jørgen Elmeskov. Michael P. Feiner, John P. Martin et Jon Nicolaisen des nombreux commentaires et suggestions qu'ils ont formulés à propos des versions antérieures du présent article. il adresse également tous ses remerciements à Sveinbjörn Blöndal, Michael Daly et Nick Vanston ainsi qu'à un certain nombre d'autres collègues de l'OCDE. Catherine Chapuis-Grabiner, Martine Levasseur et lean-Philippe Spector lui ont apporté une aide précieuse sur le plan statistique ; Sandra Raymond et Brenda Livsey-Coates ont, pour leur part, assuré tout le travail de secrétariat. il va sans dire que l'auteur est seul responsable des erreurs ou omissions qui pourraient subsister dans le texte.

INTRODUCTION

Le chômage se situe à des niveaux très différents selon les pays de l'OCDE et il fluctue au fil du temps. Au cours des vingt dernières années, il n'a pas suivi de tendance manifeste mais présenté des variations conjoncturelles au Japon et aux États-Unis, alors qu'il s'est inscrit sur une nette tendance à la hausse dans de nombreux pays européens. Dans ces derniers, les taux de chômage ont en outre eu la particularité de s'inscrire dans la durée. Ils se sont accrus pendant les phases de basse conjoncture et ont tendu à se maintenir à leur nouveau niveau plus élevé (ou à un niveau proche de ce dernier) une fois la reprise amorcée, ce qui laisserait à penser que leur augmentation a abouti pour l'essentiel à relever le niveau d'«équilibre» du chômage. Ainsi, dans les pays de l'UE[1], le taux de chômage non accélérateur des salaires (NAWRU) a suivi une progression plus ou moins régulière, qui l'a porté de moins de 5 pour cent au milieu des années 70 à près de 10 pour cent au début des années 90, alors qu'aux Etats-Unis la montée observée dans les années 70 a été partiellement compensée par la suite de sorte que le NAWRU se situe actuellement aux alentours de 5 pour cent.

En Europe, outre que le chômage a atteint des niveaux élevés, la proportion de chômeurs de longue durée a eu tendance à augmenter, passant de moins d'un tiers du chômage total à la fin des années 70 à près de 45 pour cent au début des années 90. La part du chômage de longue durée est par contre restée relativement stable aux Etats-Unis et au Japon, *où* elle se situe, respectivement, à environ 10 paur cent et entre 15 et 20 pour cent. On constate aussi des différences importantes dans les taux d'activité. Dans les grands pays européens, il n'est pas rare que plus de 40 pour cent de la population en âge de travailler soit inactive (soit que ces personnes soient au chômage soit qu'elles n'appartiennent pas à la population active). Les chiffres correspondants se situent à un quart seulement au japon et à moins d'un tiers en Amérique du Nord, en Océanie et dans les pays nordiques.

Comme le soulignait *l'étude de l'OCDE sur l'emploi* (1994*b*), un ensemble de facteurs – liés aux politiques macroéconomiques, aux échanges, aux investissements directs étrangers, à la technologie et à l'innovation – interagissent avec les politiques et institutions visant les marchés du travail et de produits, dans des domaines comme l'éducation et la formation, la négociation collective, la détermination des prix et les prestations sociales, pour influer sur le niveau et l'évolution au fil du temps des taux d'emploi et de chômage dans chaque pays. Des travaux

réalisés dans le cadre de *l'étude de l'OCDE sur l'emploi*, il ressort que ces facteurs liés à l'action des pouvoirs publics et aux dispositions institutionnelles ont joué un grand rôle dans la détermination des taux de chômage Dans le présent article, on s'efforce d'apprécier le rôle de certains de ces facteurs.

L'analyse économétrique a un double objectif Premièrement, examiner en quoi les divergences dans l'action des pouvoirs publics et dans le cadre institutionnel contribuent à expliquer les différences notables observées dans le niveau du chômage structurel, ou niveau d'«équilibre»du chômage, dans les divers pays de l'OCDE au cours de la décennie écoulée. Deuxièmement, étudier le rôle de ces mêmes facteurs dans la persistance du chômage.

L'analyse exploite les résultats de la plupart des études antérieures fournissant une comparaison internationale de la performance du marché du travail, et en particulier de celles de Layard et al. (1991) et de Bean et Symons (1989).Elle fournit par ailleurs des éléments nouveaux concernant la manière dont la politique économique et les mécanismes de détermination des salaires peuvent influer sur le niveau global du chômage et sur d'autres indicateurs du sous-emploi des ressources en main-d'œuvre, par exemple le taux de chômage des jeunes, la proportion de chômeurs de longue durée ou le taux de non-emploi' L'utilisation de ces autres indicateurs du sous-emploi des ressources en main-d'œuvre permet de mieux comprendre les mécanismes à travers lesquels les distorsions du marché du travail affectent le chômage et de mieux cerner les catégories les plus susceptibles de tirer profit d'éventuelles réformes.

De l'analyse économétrique, il ressort que, d'une manière générale, la politique économique et les mécanismes institutionnels de détermination des salaires ont effectivement une incidence sur le **niveau** du chômage structurel et sur la **rapidité d'ajustement du marché du travail** dans les pays de l'OCDE il apparaît notamment que des systèmes excessivement généreux d'indemnisation du chômage et des dispositions rigides de protection de l'emploi contribuent à relever le niveau d'équilibre du chômage et à réduire la vitesse d'ajustement du marché du travail après un choc exogène. Il s'opère par ailleurs une interaction étroite entre les diverses facettes des systèmes nationaux de négociation collective. Dans la mesure *où* il est possible d'en isoler les effets, il semble que la coordination entre les partenaires sociaux soit toujours bénéfique du point de vue de la performance du marché du travail, quel que soit le taux de syndicalisation. La relation au chômage du degré de centralisation de la négociation est plus complexe. En règle générale, les résultats confirment l'hypothèse de la *courbe en cloche* selon laquelle les systèmes les plus centralisés comme les plus décentralisés sont ceux qui donnent les meilleurs résultats.

Le présent article est organisé en quatre sections Le première présente succinctement le cadre théorique de l'étude et passe en revue certains problèmes méthodologiques soulevés par l'analyse économétrique. La seconde fournit une

description des variables utilisées pour rendre compte de la politique économique et des facteurs institutionnels. La troisième contient les résultats de l'analyse économétrique. La quatrième, enfin, récapitule les principales conclusions qui se dégagent de l'étude.

LE CADRE THÉORIQUE ET LAPROCÉDURE D'ESTIMATION

Le cadre théorique

Le graphique 1 présente un modèle simple d'équilibre du marché du travail. Ce modèle renvoie à une économie en situation de concurrence imparfaite, où les entreprises maximisent leur profit, les conditions prévalant sur les marchés de produits étant déterminées de manière exogène et les apports en capital et en technologie étant prédéterminés (voir Layard *et al.*, 1991 et Bean, 1994). Qui plus est, les salaires sont négociés entre les travailleurs et les entreprises, ces dernières n'arrêtant le niveau de l'emploi, de la production et des prix qu'une fois conclu un accord sur les salaires (modèle fondé sur le principe du «droit de gérer»). Ce modèle simple, dans lequel, par souci de simplicité, il est fait abstraction des effets de la croissance de la population active et de l'augmentation tendancielle de la productivité, *se* ramène aux équations suivantes :

– **demande de main-d'œuvre (LD)**:

$$n = -\alpha(w - p) - \beta Z_n - w^u \qquad \alpha > 0 \qquad [1]$$

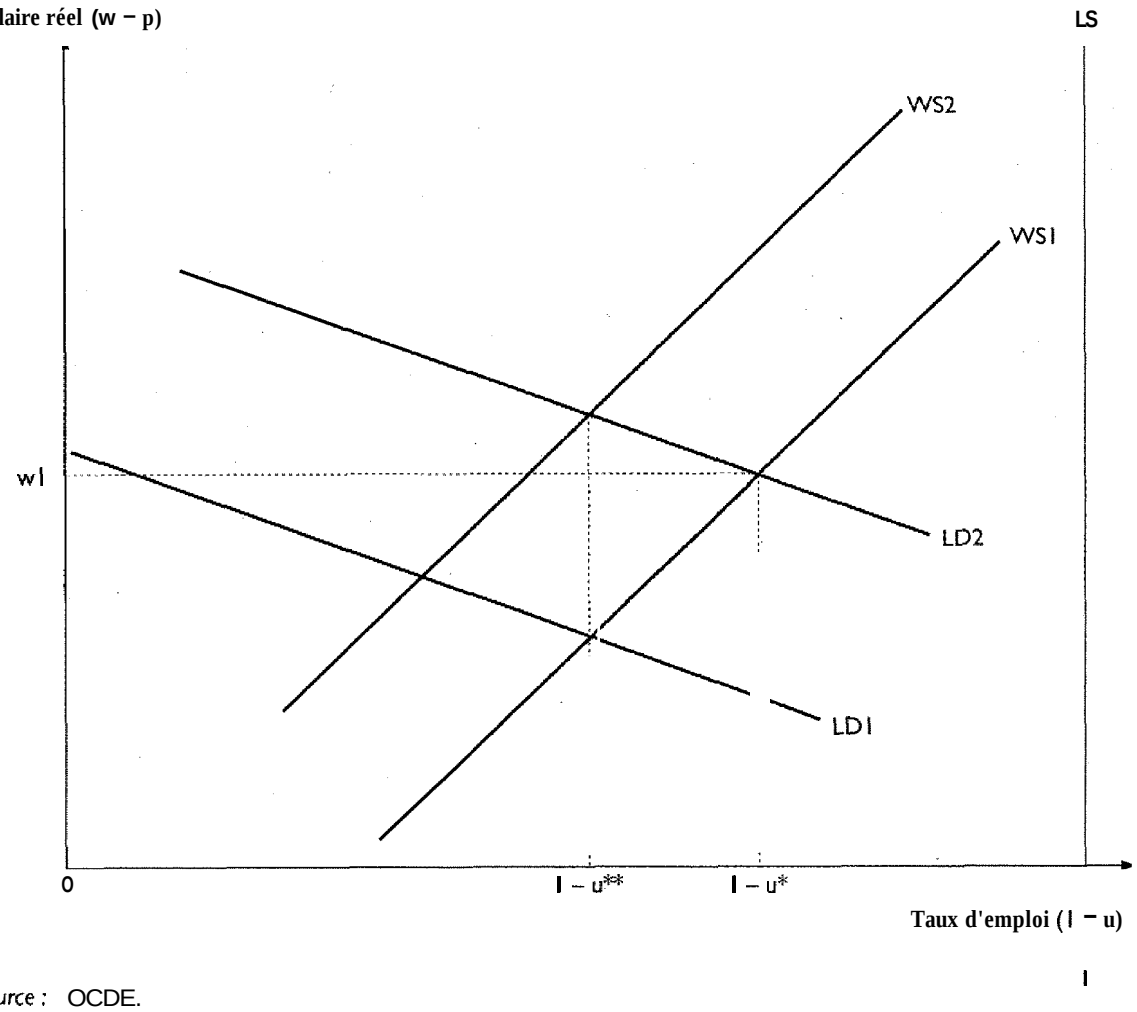
– *où* n, w et p sont les logarithmes de l'emploi, des salaires (taxes sur les salaires incluses) et des prix, respectivement, $\mathbf{Z_n}$ est un vecteur de variables influant sur la demande de main-d'ceuvre, au nombre desquelles pourrait figurer, par exemple, un taux de marge des prix sur les coûts marginaux, et w^u représente les variations imprévues des salaires, destinées à rendre compte des erreurs d'anticipation.

– **détermination des salaires (WS)** : les salaires réels sont supposés être une fonction décroissante du chômage et une fonction croissante des facteurs de hausse des salaires ($\mathbf{Z_w}$)[3], compte tenu des variations imprévues des prix, p^u. Autrement dit :

$$w - p = \delta_1 Z_w - \gamma_1 u - p^u \qquad \delta_1 \geq 0; \gamma_1 \geq 0 \qquad [2]$$

Le vecteur $\mathbf{Z_w}$ englobe des variables représentatives de facteurs tels que la générosité des prestations de chômage, la puissance relative des syndicats et d'autres caractéristiques du processus de négociation des salaires, de même que le coin fiscal affectant l'utilisation du main-d'ceuvre et le degré d'inadéquation entre les qualifications et l'implantation géographique des demandeurs d'emploi, d'une part, et des offres d'emploi non satisfaites, d'autre part. Le paramètre γ_1, qui mesure

Graphique 1. ***Courbes de demande de main-d'œuvre et de détermination des salaires***



Source : OCDE.

l'incidence du chômage sur la formation des salaires, est vraisemblablement Influencé par certains des facteurs inclus dans le vecteur $\mathbf{Z_w}$.

– **offre de main-d'œuvre (LS) :** pour simplifier, son élasticité par rapport aux salaires est supposée nulle et elle *est* fonction des facteurs influant sur les décisions d'activité ($\mathbf{Z_p}$), au nombre desquels figurent: certains des éléments contribuant à la hausse des salaires ($\mathbf{Z_w}$) :

$$l = \delta_2 Z_p \qquad 6, > 0 \qquad [3]$$

où *l* est le logarithme de la population active.

Comme $l - n \cong u$, l'équation [1] peut également s'écrire comme suit :

$$l - u \cong -\alpha(w - p) - \beta Z_n - w^u \qquad [4]$$

Le taux de chômage structurel, u^*, est la valeur qui solutionne les équations [2], [3] et [4] lorsque les anticipations de prix et de salaires sont justes (c'est-à-dire lorsque $p^u = w^u = 0$) :

$$u^* = \frac{\alpha\delta_1 Z_w}{1 + \alpha\gamma_1} + \frac{\delta_2 Z_p + \beta Z_n}{1 + \alpha\gamma_1} \qquad [5]$$

point qui, dans le graphique 1, correspond à l'intersection des courbes de demande de main-d'œuvre et de détermination des salaires dans l'espace $(1 - u, w - p)$.

L'équation [5] implique que tout accroissement exogène des facteurs de hausse des salaires (Z_w) ou de ceux qui influent sur la demande de main-d'œuvre (Z_n) (par exemple une augmentation du taux de marge) entraîne un relèvement du niveau d'équilibre du chômage Dans le premier cas, ce relèvement s'accompagnera d'une augmentation des salaires réels, et dans le second d'une baisse des salaires réels. A titre d'exemple, un déplacement vers la gauche de ia courbe WS (de WS1 à WS2) peut résulter d'un accroissement du rapport de forces en faveur des travailleurs dans les négociations salariales De même, un déplacement vers la gauche de la courbe de demande de main-d'œuvre (de LD1 à LD2) peut s'expliquer par une atténuation de la concurrence sur les marchés de produits, d'où une augmentation durable du taux de marge. Dans les deux cas, le niveau d'équilibre du chômage s'en trouve accru (passant à u^{**} dans le graphique 1), et aucun des facteurs endogènes n'est à même d'inverser cette évolution[4].

Les facteurs liés à la politique économique et aux dispositions institutionnelles qui interviennent dans l'équation de détermination des salaires [2] peuvent influer non seulement sur le niveau d'équilibre à long terme du chômage mais également sur la rapidité avec laquelle le marché du travail réagit à un choc exogène. Dans le modèle constitue des équations [1] et [2], on pourrait intégrer un mécanisme de persistance en rendant les salaires fonction non seulement du niveau du chômage mais aussi de ses variations. Cette spécification du mode de détermination des salaires est motivée par le Comportement des entreprises et des travailleurs. Des coûts élevés de recrutement et de licenciement peuvent en effet induire une certaine inertie dans les décisions d'emploi des entreprises. Si l'on retient l'hypothèse d'une opposition entre travailleurs intégrés et travailleurs exclus (voir plus loin), on peut aussi faire valoir que les salaires réels réagissent davantage à une menace de licenciement massif et à une augmentation du chômage qu'au niveau du chômage proprement dit. De même, en cas d'accroissement du chômage, la proportion de chômeurs de courte durée (ceux qui risquent le plus d'entrer en concurrence avec les personnes pourvues d'un emploi) a tendance à augmenter, ce qui peut exercer davantage de pressions à la baisse sur les salaires que ne le ferait un niveau de chômage stable.

En introduisant la variation du chômage dans le processus de détermination des salaires, on obtient une nouvelle courbe de détermination des salaires [2'] qui permet de calculer le niveau d'équilibre à court terme du chômage (su^*), par opposition au niveau d'équilibre à long terme fourni par l'équation [5] :

$$w - p = \delta_1 Z_w - \gamma_1 u - \gamma_2 \Delta u - p^u \qquad \gamma_2 \geq 0 \qquad [2']$$

La valeur du paramètre γ_2 est vraisemblablement affectée par les politiques du marché du travail, du fait de leur incidence sur l'efficacité et l'intensité des activités de recherche d'un emploi, de même que par les facteurs institutionnels qui influent sur le rapport de forces des travailleurs intégrés dans les négociations salariales.

Le niveau d'équilibre à long terme à l'état stationnaire, u^*, ne s'en trouve pas modifié puisque $\Delta u = 0$ à l'équilibre. Toutefois, sur le court terme, le niveau du chômage structurel est maintenant fonction de u_{t-1}. En particulier ,

$$su_t^* = \frac{-\alpha\delta_1 Z_w + \delta_2 Z_p - \beta Z_n}{1 + \alpha\gamma_1 + \alpha\gamma_2} + \frac{Ut-1}{1 + \dfrac{1 + \alpha\gamma_1}{\alpha\gamma_2}} \qquad [6]$$

ou

$$su_t^* = \lambda u_{t-1} + (1 - \lambda)u^* \qquad [6']$$

la vitesse d'ajustement est donnée par

$$(1 - \lambda) = \frac{1 + \alpha\gamma_1}{1 + \alpha\gamma_1 + \alpha\gamma_2} \qquad [7]$$

La vitesse d'ajustement est donc fonction de la flexibilité des salaires réels au niveau (γ_1) et aux fluctuations (γ_2) du chômage. Lorsque le coefficient estimé $(1 - h)$ prend une valeur comprise entre 0 et 1, on parle d'hystérèse partielle, ou d'ajustement lent (Elmeskov et MacFarlan, 1993), tandis qu'on parle d'hystérèse totale quand la valeur est égale à 0

Procédure d'estimation

Les équations [5] et [6] constituent le cadre fondamental pour l'analyse comparative des variations du chômage. Il convient, en l'occurrence, de répondre à deux questions. En quoi les politiques du marché du travail et les mécanismes institutionnels affectent-ils le niveau d'équilibre du chômage, u^* ? Et, par ailleurs, en quoi influent-ils sur la vitesse d'ajustement $(1 - \lambda)$? Afin de tirer *le* meilleur parti des informations disponibles, on traitera ces deux questions à tour de rôle.

Afin de tenter de répondre à la première question, on a utilisé un **modèle statique** portant sur la période 1983 à 1993 pour estimer la contribution relative des

variables représentatives de la politique économique et des mécanismes institutionnels aux gros écarts observés dans le niveau du chômage structurel de même que les effets potentiels d'éventuelles reformes. La période retenue couvre, *grosso modo*, la totalité d'un cycle conjoncturel au cours duquel le chômage structurel est resté relativement stable dans la plupart des pays de l'OCDE, tout du moins au regard des augmentations spectaculaires qui avaient été observées dans les années 70 et au début des années 80. C'est également la période pour laquelle on possède le plus d'informations concernant divers mécanismes institutionnels du marché du travail et les politiques du marché du travail.

Comme les facteurs liés à l'action des pouvoirs publics et aux mécanismes institutionnels risquent d'avoir des retombées différentes pour différentes catégories de la population des chômeurs et pour les décisions d'activité, an a utilisé comme variables dépendantes *quatre* indicateurs différents de la sous-utilisation des ressources en main-d'ceuvre . *i)* le taux de chômage global; *ii)* le taux de chômage des jeunes; *iii)* le taux de chômage de longue durée; et *iv)* le taux de non-emploi. Une comparaison des résultats obtenus poux les quatre équations permet de se faire une idée plus complète des effets des politiques du marché du travail et des mécanismes institutionnels sur le fonctionnement du marché du travail et facilite l'identificationdes catégories susceptibles de bénéficier de réformes. Il n'en reste pas moins que, comme on a utilisé la même spécification dans les quatre cas, une fraction des écarts entre pays reste inexpliquée car l'analyse fait abstraction de certains facteurs – par exemple le salaire minimum dans l'équation relative aux jeunes.

En se fondant sur des données internationales et chronologiques, et en ajoutant une variable explicative pour rendre compte des effets des fluctuations de la demande globale au cours du cycle, on peut exprimer le taux de chômage effectif et les trois autres indicateurs du sous-emploi des ressources en main-d'œuvre par l'équation réduite suivante :

$$u_{it} = \mu_0 + \mu_i + \Sigma_k \beta_k x_{kit} + \Sigma_j \tau_j z_{ji} + \phi g_{it} + \nu_{it} \qquad [8]$$

où l'indice i renvoie au pays, l'indicet à l'année, u_{it} est le taux de chômage (ou l'un des autres indicateurs du sous-emploi des ressources en main-d'œuvre), $\mathbf{x_{it}}$ est un vecteur de k x 1 variables explicatives qui fluctuent au fil du temps, $\mathbf{z_i}$ est un vecteur de j x 1 variables qui diffèrent d'un pays à l'autre mais ne fluctuent pas au fil du temps[5], μ_0 est une constante, μ_i représente l'effet des éléments spécifiquement nationaux dont ne rendent pas compte les variables explicatives disponibles, et ν_{it} est, comme d'habitude, le terme représentatif des erreurs. Les vecteurs $\mathbf{x_{it}}$ et $\mathbf{z_i}$ se composent tous deux de variables représentatives de l'action des pouvoirs publics et des mécanismes institutionnels jugées susceptibles d'influer sur la situation du marché du travail, tandis que g_{it} est l'écart entre production effective et production

potentielle (voir plus loin), censé rendre compte des fluctuations au fil du cycle conjoncturel.

Afin d'obtenir quelques informations sur la vitesse d'ajustement du marché du travail, on a également estimé une version **dynamique** de l'équation du taux de chômage pour la période 1970 à 1993, celle-ci intégrant les épisodes de montée du chômage qui ont fait suite aux deux chocs pétroliers. Dans ce cas, le taux de chômage effectif (u_{it}) est donné par la somme du niveau d'équilibre a court terme (su^*_{it}) – qui, si l'on en croit l'équation [6'], est fonction de la valeur décalée du taux de chômage effectif et du taux d'équilibre à long terme à 't'état stationnaire (u^*_i) – et d'une composante cyclique fondée sur l'écart entre production effective et production potentielle. De l'équation [7], il ressort que le coefficient de la valeur décalée du chômage (λ) est avant tout fonction des paramètres γ_1 et γ_2, lesquels sont eux-mêmes déterminés par les variables représentatives de l'action des pouvoirs publics et des mécanismes institutionnels composant les vecteurs $\mathbf{x_{it}}$ et $\mathbf{z_i}$. Le niveau d'équilibre à long terme du chômage à l'état stationnaire (u^*_i) est approché au moyen des variables nationales μ_i et des quelques variables temporelles ($\mathbf{x_{it}}$) pour lesquelles on dispose de séries longues[6]. L'équation réduite du chômage devient ainsi :

$$u_{it} = \mu_i + \left[\mu_0 + \Sigma_k \delta_k x_{kit-1} + \Sigma_j \varphi_j z_{ji}\right] u_{it-1} + \Sigma_k \beta_k x_{kit} + \phi g_{it} + \nu_{it} \qquad [9]$$

les notations étant les mêmes que celles utilisées dans l'équation [8][7].

VARIABLES EXPLICATIVES

Facteurs conjoncturels

Les pays ne sont pas tous au même instant au même point du cycle conjoncturel, et l'amplitude du cycle autour de la tendance à long terme peut différer d'un pays à l'autre. Ces écarts peuvent avoir des retombées sur l'ampleur et sur l'évolution au fil du temps de la composante conjoncturelle des taux de chômage effectif. Afin de tenir compte de ces facteurs, on a introduit une variable représentative de l'écart entre production effective et production potentielle (GAP), laquelle se définit comme l'écart en pourcentage entre la production effective et la production tendancielle sur longue période, cette dernière étant obtenue par lissage du PIB au moyen d'un filtre de Hodrick-Prescott[8]. Soulignons que, comme tout autre indicateur du cycle, l'écart entre production effective et production potentielle n'est pas une variable exogène, même si l'on peut raisonnablement supposer qu'il est prédéterminé du point de vue économique (c'est-&dire que ce sont les fluctuations conjoncturelles qui provoquent des modifications de l'emploi et du chômage et non l'inverse)

Variables représentatives de l'action des pouvoirs publics

Politiques actives du marché du travail

Les politiques actives du marché du travail (PAMT) englobent divers types de mesures, et notamment des programmes de formation et de recyclage, des services de conseil pour la recherche d'un emploi et de courtage d'emplois, et diverses formes d'emploi subventionné (OCDE, 1993). Elles peuvent entraîner une baisse du chômage global en provoquant un déplacement vers la droite de la courbe WS du graphique 1[9]. Ainsi, une amélioration de l'efficacité des activités de recherche d'un emploi peut contribuer à renforcer l'efficience de la mise en correspondance des offres et des demandes d'emploi et à atténuer les pressions sur les salaires réels[10], ce qui entraîne, par ricochet, une diminution de la durée des épisodes de chômage et un accroissement de l'emploi (Layard et Nickell, 1986). De même, l'amélioration des qualifications induite par les programmes de formation contribuera vraisemblablement à rehausser la productivité des participants à ces programmes lorsqu'ils retrouveront un travail (OCDE, 1993). D'un autre côté, l'existence de programmes actifs généreux peut être considérée par les syndicats et les travailleurs pourvus d'un emploi comme un signe qu'on s'accommode de la situation ; dans ce cas, il en résultera une intensification des pressions salariales, d'où un déplacement vers la gauche de la courbe WS, un allongement de la durée des périodes de chômage *et* un accroissement du taux de chômage global.

Comme Layard *et al.* (1991), on a utilisé le rapport entre les dépenses consacrées, par chômeur, aux mesures actives et la production par habitant (ALMPU) comme indicateur de la volonté des pouvoirs publics de mener une politique active du marché du travail [11]. Si on a utilisé un indicateur par habitant, c'est pour parer à tout risque éventuel que la relation entre les programmes actifs et le chômage ne soit pas linéaire[12]. Quoi qu'il en soit, l'introduction de ALMPU dans l'équation du chômage risque de biaiser les coefficients estimés sous l'effet d'un élément de simultanéité[13]. Tel sera le cas si, face à une variation du chômage – ou à tout autre signal émanant du marché du travail – les pouvoirs publics modifient le niveau des dépenses totales allouées aux PAMT, ce qui rendra difficile d'isoler l'effet des politique actives sur la situation du marché du travail. Pour tenter de minimiser ce problème, on a donné à ALMPU une valeur constante, égale à la moyenne des dépenses sur l'ensemble de la période pour laquelle on dispose de données (1985 à 1993).

Par ailleurs, on se heurte à une difficulté supplémentaire pour déterminer l'effet des PAMT sur le chômage dès lors que le chiffre des chômeurs demandeurs d'emploi exclut les participants aux (à certains) programmes bien que ceux-ci continuent de chercher du travail. Dans ces conditions, il est évident qu'un accroissement des dépenses consacrées aux PAMT – et de la participation à *ces* dernières – a pour effet de réduire le chômage « mesuré » sans pour autant que se

modifie le niveau du chômage « effectif ». De fait, l'observation montre que, dans de nombreux pays de l'OCDE, il existe une corrélation positive entre la dynamique du chômage et la participation à des programmes actifs[14]. A mesure que le chômage augmente, la participation aux PAMT s'accroît, ce qui laisserait à penser que le nombre absolu de chômeurs « non déclarés » serait d'autant plus important que le chômage est élevé. Lorsqu'on interprète les résultats relatifs à l'effet des PAMT sur le chômage mesuré, il est donc essentiel de ne pas perdre de vue l'existence de ce biais,

indemnisation du chômage

Au vu d'un certain nombre d'études rnacro et microéconomiques[15] (y compris *l'étude de l'OCDE sur l'emploi*), on peut penser que le niveau et surtout la durée de l'indemnisation du chômage influent sur le niveau global du chômage et sur sa persistance. il est probable que des prestations généreuses relèvent le salaire minimum accepte si bien que les bénéficiaires réduisent leurs efforts de recherche d'un emploi et sont moins prêts à accepter une offre (ce qui provoque un déplacement vers la gauche de la courbe WS). Qui plus est, si les prestations sont généreuses, les travailleurs intégrés (pourvus d'un emploi) seront moins disposés à limiter leurs revendications salariales face aux pressions exercées par le chômage (dans le graphique l la courbe WS sera plus horizontale). D'un autre côté, les prestations de chômage font office de subvention à la recherche d'un emploi, en ce sens qu'elles contribuent à remédier à une externalité induite par l'asymétrie de l'information et à permettre une meilleure mise en correspondance des offres et des demandes d'emploi, et donc à réduire le chômage (en causant un déplacement vers la droite de la courbe WS).

Pour rendre compte de l'ensemble des caractéristiques du système de prestations de chômage", on utilise ici l'indice synthétique des droits à prestations défini dans *l'étude de l'OCDE sur l'emploi* (chapitre 8) Cet indice est fond6 sur la moyenne arithmétique des taux de compensation *nette* (après impôt) des prestations servies à des individus se caractérisant par des durées différentes du chômage, des niveaux de rémunération différents et des Situations de famille différentes[17]. Dans les équations renvoyant au chômage total et au non-emploi, l'indice (UB) inclut toutes les catégories de durée fi à 5 ans), tandis que dans celle renvoyant au chômage de longue durée (UB2), il n'est tenu compte que des durées supérieures à 12 mois et que dans celle concernant le chômage des jeunes (UB3) n'interviennent que les taux de compensation des 12 premiers mois[18]. De cette manière on remédie en partie à la simplification qu'impliquait le fait de représenter le système d'indemnisation du chômage par un simple taux de Compensation et/ou un indicateur de la durée maximale des prestations (Atkinson et Micklewright, 1991). Il n'en reste pas moins que, fournissant une synthèse de situations diffé-

rentes, ces indices sont inévitablement quelque peu arbitraires et ne permettent pas d'isoler le rôle joué par chacune des caractéristiques du système de prestations dans l'explication du chômage (Martin, 1996).

Législation en matière de protection de l'emploi

Dans de nombreux pays, européens en particulier, diverses réglementations tendant à « protéger l'emploi» restreignent la marge de manœuvre des entreprises en matière d'embauche et de licenciement[19]. Comme le soulignait *l'étude de l'OCDE sur l'emploi,* dès lors qu'elles sont juridiquement contraignantes, ces réglementations peuvent jouer dans deux sens opposés. D'un côté, elles peuvent contribuer à réduire les licenciements arbitraires, à abaisser les coûts de sous-traitance en fixant des règles et conditions générales, à encourager la formation en cours d'emploi et l'investissement dans le capital humain (et donc à rehausser fa productivité et la rémunération des travailleurs « intégrés ») et, du fait des préavis, permettre aux travailleurs de commencer à chercher un nouvel emploi avant d'être licencié. D'un autre côté, si Ies entreprises ont le sentiment que ces réglementations les obligent à conserver des travailleurs dont elles n'ont plus besoin, elles risquent d'hésiter davantage à embaucher et de se montrer plus pointilleuses dans la sélection des candidats, au détriment notamment des travailleurs défavorisés (à savoir, le plus souvent, les travailleurs peu qualifiés, les chômeurs de longue durée et les jeunes). Sans compter que les réglementations visant à protéger l'emploi peuvent avoir des retombées sur la structure de l'emploi en incitant indirectement les entreprises à préférer les contrats de travail atypiques (à temps partiel ou temporaires, pax exemple). lesquels leur apportent, au niveau des effectifs, une souplesse dont elles ne bénéficieraient pas autrement mais risquent de renforcer encore la position des travailleurs intégrés (Bentolila et Dolado, 1994)

Pour rendre compte de la rigueur des réglementations en matière de protection de l'emploi, on utilise ici la moyenne de deux indices de la rigueur des réglementationç applicables, respectivement, aux contrats normaux et aux contrats à durée déterminée (voir *l'étude de l'OCDE sur I'emploi* et Grubb et Wells, 1993). Même s'il reste assez approximatif, cet indicateur fournit un tableau plus complet des divers facteurs affectant les décisions d'embauche et de licenciement que d'autres utilisés dans la littérature, par exemple ceux fondés sur les seules enquêtes auprès des entreprises (que retient par exemple Emerson, 1988)[20].

Coût non salariaux de main-d'œuvre

Les taxes sur l'utilisation de la main-d'œuvre sont souvent considérées comme un élément déterminant du processus de formation des salaires et de l'utilisation des facteurs. Le coin fiscal lié à l'utilisation de main-d'œuvre peut se définir comme

la différence entre les coûts bruts de main-d'œuvre supportés par l'employeur et le salaire net (des impôts directs et indirects) perçu par le salarié. Cette différence est fonction de plusieurs éléments – fort variables d'un pays à l'autre –, dont les cotisations de sécurité sociale à la charge des salariés et des employeurs, l'impôt sur le revenu et les impôts indirects.

Sur le plan macroéconomique, l'incidence d'une modification du coin fiscal dépendra des réactions des entreprises comme de celles des travailleurs. Ainsi, en situation de concurrence parfaite, une majoration de la taxe sur les salaires n'aura pas d'effet durable sur le chômage dans la mesure *où* les salaires s'ajusteront jusqu'à atteindre le niveau qui assurera l'équilibre du marché. Par contre, en situation de concurrence imparfaite dans laquelle les travailleurs peuvent s'opposer à une baisse compensatoire des salaires, cette majoration de la taxe sur les salaires risque de susciter un recul de l'emploi (c'est-à-dire un déplacement vers la gauche de la courbe LD)[21]. Quant à savoir s'il en ira réellement ainsi, cela dépend, entre autres, du rapport de forces relatif des syndicats et des employeurs dans les négociations (composantes du vecteur Z_w de l'équation [2]) et de la capacité des entreprises de servir des rémunérations supérieures au salaire d'équilibre, laquelle peut elle-même être fonction du degré de concurrence des marchés de produits (composante du vecteur Z_n de l'équation [1]). Sans compter qu'une majoration de la taxe sur les salaires peut porter grandement atteinte aux perspectives d'emploi de certaines catégories de travailleurs, par exemple les bas salaires. Dans le cas de ces derniers, en effet, il se peut que les employeurs ne soient pas en mesure de réduire les salaires pour compenser l'augmentation des cotisations de sécurité sociale dès lors que des minima incontournables sont fixés par la législation du salaire minimum ou les conventions collectives, ou que les dispositions relatives à l'aide sociale poussent à la hausse le salaire minimum accepté.

Compte tenu des données disponibles, l'indicateur du coin fiscal (TWEDGE) utilisé ici est fondé sur la moyenne des taux d'imposition de l'ouvrier moyen, y compris les cotisations de sécurité sociale à la charge de l'employeur et du salarié, l'impôt sur le revenu des personnes physiques et les impôts indirects (voir l'annexe A pour de plus amples détails). On a aussi utilisé un indicateur du coin fiscal marginal, en se limitant à un échantillon restreint de pays, afin de voir si cette variable a des retombées différentes sur le chômage.

Facteurs institutionnels

Syndicalisation et processus de négociation collective

Le processus de négociation salariale peut jouer un rôle déterminant dans les conditions du marché du travail et dans sa rapidité d'ajustement. Ainsi, avec le modèle de négociation évoqué dans la section précédente, il peut se faire que les

salaires restent supérieurs à leur niveau d'équilibre du fait de la position de force que les dispositions institutionnelles donnent aux salariés, ce qui tend à pousser les salaires a la hausse (c'est-à-dire à provoquer un déplacement vers la gauche de la courbe WS dans le graphique 1). Ce genre d'effets sera toutefois vraisemblablement moins marqué, voire inversé, si le système de négociation est totalement centralisé ou prévoit une étroite coordination entre les employeurs et entre les syndicats.

L'indicateur le plus couramment utilisé pour rendre compte de la nature des relations professionnelles dans les modèles destinés à étudier l'opposition entre travailleurs intégrés et travailleurs exclus est le taux de syndicalisation (qui indique la proportion de travailleurs affiliés à un syndicat). Ur, un fort taux de syndicaiisation n'apporte pas à lui seul la preuve que les travailleurs bénéficient d'un rapport de forces favorable sur le marché. Dans de nombreux pays, le principe de l'extension administrative des accords salariaux fait que les conditions prévues dans les accords signés par les syndicats s'appliquent également à de nombreux travailleurs non syndiqués De même, les accords conclus dans des secteurs dominés par de puissants syndicats peuvent avoir des retombées sur les conditions appliquées dans les secteurs dont les syndicats sont absents (Blanchard et Kiyotaki, 1987).

Afin de tenir compte de tous ces éléments, on a associé au taux de syndicalisation deux autres indicateurs reflétant deux particularités du processus de formation des salaires, à savoir . i) le degré de centralisation de la négociation collective et *ii)* le degré de coordination entre employeurs et entre salariés dans la négociation salariale.

Un système très centralisé peut permettre que l'économie réagisse de façon plus cohérente à un choc externe que ce ne serait le cas avec un système décentralisé *où* chaque catégorie/secteur/entreprise négocie de son côté (Tarantelli, 1986; Bruno et Sachs, 1985). Calmfors et Driffill (1988) soulignent toutefois que la relation entre le degré de centralisation de la négociation collective et l'évolution effective des salaires n'est pas monotone, mais plutôt en cloche[22]. L'hypothèse de la courbe en cloche implique que les systèmes fortement centralisés (coordonnés) – tels ceux en vigueur en Autriche et dans les pays nordiques – et les systèmes totalement décentralisés (concurrentiels) – par exemple celui appliqué aux États-Unis – sont ceux qui donnent les meilleurs résultats[23] Dans un système intermédiaire (ni très centralisé ni très décentralisé), les unités qui négocient sont suffisamment puissantes pour que le résultat des négociations ait des retombées défavorables sur l'emploi mais, en même temps, chacune de ces unités est à la merci de la stratégie adoptée par les autres sans avoir aucun moyen de l'influencer (situation qui s'apparente au ((dilemme du prisonnier »)

Le degré de coordination renvoie à la mesure dans laquelle les décisions prises par les syndicats et les fédérations patronales aux divers niveaux de négociation

(ensemble du territoire national, branche, entreprise) donnent lieu à une concertation destinée à faciliter l'adoption d'une stratégie allant dans le sens des intérêts de chacun.

Les diverses équations estimées ici intègrent en tant que variables explicatives distinctes le taux de syndicalisation, d'une part, et, d'autre part, un indice de centralisation ou de coordination des négociations[24]. Dans le premier cas, on a utilisé le classement par degré relatif de centralisation proposé par Calmfors et Driffill (CLWB) et son carré (CLWB2) afin de tester l'hypothèse de la courbe en cloche. Dans le second, on a repris les indices de coordination des employeurs (ECOOR) et des salariés (UCOOR) de Layard et *al.* (1991), ou utilisé un indicateur synthétique du degré global de coordination (COOR) correspondant à la somme du ECOOR et UCOOR. Normalement, dans les équations du chômage et du non-emploi, le coefficient de CLWB devrait avoir un signe positif et celui de CLWB2 un signe négatif (l'indice de corporatisme repose sur un classement qui affecte les valeurs les plus faibles aux degrés de centralisation les plus élevés), et ceux des indices de coordination des employeurs comme des salariés un signe négatif.

Ouverture aux échanges, en tant qu'indicateur de la concurrence sur les marchés de produits

L'absence de concurrence sur les marchés de produits peut avoir des retombées directes et indirectes sur le marché du travail Dès lors qu'elles occupent une position dominante sur le marché, les entreprises qui cherchent à maximiser leur profit fixeront les prix à un niveau supérieur au coût marginal de production de sorte que ia demande de main-d'œuvre sera plus faible que ce n'aurait autrement été le cas. En outre, il se peut que les employeurs partagent leur rente de situation avec leurs salariés (intégrés) (Geroski et *al.*, 1996), de sorte que les salaires seront supérieurs à leur niveau de pleine concurrence, ce qui tendra à faire baisser l'emploi. Lorsque les salaires sont excessifs et l'emploi faible dans les secteurs où la concurrence est absente, cela peut avoir diverses répercussions pour les autres secteurs de l'économie. Comme on l'a déjà noté, l'extension automatique des accords salariaux peut, elle aussi, contribuer à fausser l'équilibre entre les coûts et la productivité dans les secteurs plus concurrentiels; par ailleurs, les chômeurs peuvent être tentés de prolonger leur quête d'un emploi dans l'espoir de trouver un poste bien rémunéré; enfin, les travailleurs qui ont été licenciés d'une entreprise servant de « gros salaires » risquent de fixer très haut le niveau du salaire auquel ils sont prêt à accepter de retravailler, surtout dans les pays *où* les prestations de chômage sont fondées sur les gains antérieurs (*l'étude de l'OCDE sur l'emploi*, chapitre 5).

Malheureusement, il n'existe aucun indicateur direct du degré global de concurrence qui prévaut sur les marchés de produits dans les pays de l'OCDE. Les données sur les échanges permettent toutefois de s'en faire indirectement une idée. Les indicateurs du degré d'ouverture aux échanges extérieurs, en particulier, peuvent fournir des informations sur l'intensité de la concurrence à laquelle sont soumises les entreprises nationales Pour rendre compte de l'étendue des restrictions commerciales, on a construit un indice synthétique à partir de données sectorielles concernant les droits de douane et la fréquence des obstacles non tarifaires (voir l'annexe B pour de plus amples détails). Plus cet indice (TRESTR) a une valeur élevée, plus l'économie nationale est protégée. Cependant, comme la place qu'occupent les échanges dans le revenu national varie largement d'un pays à l'autre (ne serait-ce qu'en raison de la taille du pays), l'indice TRESTR risque de ne pas rendre précisément compte à lui seul des effets de la politique commerciale sur la concurrence et l'affectation des ressources. Ainsi, une même réforme de la politique commerciale pourra-t-elle avoir des retombées très différentes pour la production et pour l'emploi dans deux pays qui, au départ, avaient le même niveau de restrictions commerciales mais ne présentaient pas le même degré d'ouverture aux échanges. Par conséquent, on a introduit une variable supplémentaire (INTER) destinée à rendre compte de l'interaction entre TRESTR et un indice d'ouverture à la concurrence étrangère (COMP). Ce dernier regroupe un indicateur de *l'intensité d'exportation* et un indicateur de la *pénétration* des *importations* (voir l'annexe A pour de plus amples détails].

Autres facteurs

Taux d'intérêt réels

Il ressort de plusieurs études récentes que la forte hausse des taux d'intérêt réels durant les années 80, induite par l'accroissement des déficits publics de nombreux pays de l'OCDE, pourrait avoir été un des facteurs déterminants de la montée du chômage, tout du moins dans les pays *où* opèrent des mécanismes de perpétuation. Phelps (1992, 1994), en particulier, propose plusieurs modèles dans lesquels les taux d'intérêt réels sont susceptibles d'avoir une incidence sur le chômage. Avec son modèle de détermination des prix dans un ((marché de consommation», Phelps montre, par exemple, qu'une baisse des taux d'intérêt réels renforce l'incitation à investir dans les segments en expansion du marché. Par conséquent, la diminution des coûts marginaux de production résultant de la baisse des taux d'intérêt entraînera vraisemblablement une réduction des taux de marge, laquelle devrait, à son tour, avoir des retombées favorables sur l'emploi. Qui plus est, si l'on se place dans une perspective dynamique, dès lors que les travailleurs ont d'autres sources de revenu que leur salaire, une hausse des taux d'intérêt risque

de réduire l'utilité attendue de l'exercice d'un emploi. Dans le même ordre d'idée, Manning (1991) montre qu'un relèvement des taux d'intérêt – lesquels, dans son modèle, constituent un indicateur du taux d'actualisation que les travailleurs appliquent à la valeur d'un emploi potentiel futur – diminue le coût d'opportunité d'un chômage futur et incite les travailleurs à manifester une plus grande agressivité dans leurs revendications salariales pour la période en cours.

Compte tenu du fort degré d'intégration des marchés mondiaux de capitaux, on utilise ici un indicateur des taux d'intérêt réels mondiaux, fondé sur la moyenne pondérée par le PIB des taux nationaux à long terme[25].

Termes de l'échange

Certains font également valoir que la détérioration des termes de l'échange consécutive aux deux chocs pétroliers pourrait avoir affecté le niveau d'équilibre du chômage dans la mesure *où* elle a creusé un écart entre les prix de la valeur ajoutée et les prix à la consommation[26]. Cela se serait répercuté sur le niveau du chômage par le biais des mêmes mécanismes à peu près que ceux qui interviennent dans le cas du coin fiscal. Comme l'incidence potentielle des termes de l'échange sur le chômage est fonction de l'ouverture de chaque pays aux échanges, la variable représentative des termes de l'échange (TERMS) a été pondérée par la moyenne de l'indice COMP qui, comme on l'a déjà vu, rend compte du degré relatif d'ouverture aux échanges extérieurs.

RÉSULTATS DE L'ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

Déterminants structurels du chômage

On a utilisé l'équation [8] pour évaluer le rôle de l'action des pouvoirs publics et des facteurs institutionnels dans les écarts entre pays du chômage structurel. L'analyse repose sur des données annuelles portant sur la période 1983 à 1993 et concernant un ensemble de pays de l'OCDE (15 a 17 pays en fonction de la disponibilité des données nécessaires à l'estimation des diverses spécifications)[27]. Comme on ne connaissait pas la structure exacte du modèle, on a eu recours à la méthode de Hendry afin d'obtenir des estimations aussi précises que possible avec une spécification limitée. Pour déterminer la technique d'estimation à employer on a procédé de façon séquentielle; on a d'abord estimé chaque équation par les MCO et vérifié la présence éventuelle d'éléments spécifiquement nationaux inobservables au moyen d'un test classique de Fischer[28]. Lorsque l'hypothèse nulle voulant que la constante soit identique dans tous les pays était rejetée aux seuils de

significativité habituels, on partait du principe qu'on avait affaire à un modèle à erreurs composes et on appliquait la méthode des moindres carrés quasi généralisés (MCQG) Pour tester le caractère aléatoire des déments spécifiquement nationaux, on a utilisé un test de Honda (1985). Si l'hypothèse nulle voulant que ces éléments spécifiquement nationaux ne soient pas aléatoires était rejetée, on appliquait alors un test orthogonal de Hausman (1978) pour voir s'il y avait corrélation entre les éléments spécifiquement nationaux aléatoires et les autres régresseurs, suivant en cela la méthode proposée par Hausman et Taylor (1981)[29].

Résultats des régressions

Le tableau 1 récapitule les résultats obtenus avec les équations réduites du taux de chômage global, et les tableaux 2 a 4 ceux concernant, respectivement, les équations relatives au chômage des jeunes, au chômage de longue durée et au non-emploi. Les résultats des tests susmentionnés sont indiqués au bas de chaque tableau. On a utilisé deux spécifications pour rendre compte du système de négociation collective : l'une fondée sur les deux variables représentatives de la coordination (COOR) (voir les colonnes 1 à 7) et l'autre reposant sur CLWB et son carré (colonnes 8 à 10). Dans les deux cas, il est également tenu compte du taux de syndicalisation (UDENS).Les colonnes 3 à 5 renvoient, respectivement, aux équations intégrant le coin fiscal, les termes de l'échange et les taux d'intérêt réels. Ces variables ont toutefois été laissées de côté dans les étapes suivantes de l'analyse lorsque leur coefficient n'était pas statistiquement significatif. Le nombre d'observations et le nombre de pays constituant l'échantillon sur lequel a été estimée chaque équation sont indiques au bas de chaque tableau[30].

Comme on pouvait s'y attendre, les tests de Fischer conduisent à rejeter nettement l'hypothèse de l'absence d'éléments spécifiquement nationaux dans toutes les équations. Qui plus est, le test de Honda ne permet, dans aucune équation, de rejeter le caractère aléatoire des éléments spécifiquement nationaux aux seuils habituels de signification. Enfin, le test de Hausman ne met en évidence d'éventuels problèmes de spécification que pour quelques équations, au seuil critique de 1 pour cent. Dans ce cas, le résultat du test apparaît en gras[31].

Les estimations, qui se fondent sur les conclusions d'une analyse diagnostique approfondie (encadré 1 et annexe C), reposent sur un échantillon dont sont exclues les données relatives à la Finlande pour 1992-93, au Portugal pour 1983-84, à l'Italie pour 1983 et à l'Espagne pour 1993, lesquelles semblaient modifier sensiblement la valeur estimée des paramètres. Il est en outre présenté deux estimations du coefficient de ALMPU, l'une compte tenu de la Suède, l'autre non, la valeur estimée de celui-ci étant largement influencée par les données relatives à ce pays.

Tableau 1. **Estimation des équations réduites du taux de chômage, 1983-1993** [1]

Moindres carres quasi généralisés

Variable explicative [2]	Équation numéro									
	1	2	3	4	5	6	7	a	9	10
	Coefficients estimés									
ALMPU	**–0.04***	**–0.05***	**–0.05***	**–0.05***	**–0.06***	**–0.05***	**–0.05***	**–0.04**	**–0.05**	**–0.05**
	–1.65	*–1.67*	*–1.72*	*–1.68*	*–1.83*	*–1.65*	*–1.65*	*–1.17*	*–1.40*	*–1.19*
UB	**0.14*****	**0.13*****	**0.13*****	**0.13*****	**0.13*****	**0.13*****	**0.13*****	**0.13*****	**0.12*****	**0.13*****
	7.45	*6.96*	*6.78*	*7.01*	*6.99*	*6.35*	*7.01*	*6.18*	*5.91*	*6.12*
EPL	**0.31****	**0.37*****	**0.37*****	**0.37*****	**0.39*****	**0.27'**	**0.37*****	**0.12**	**0.10**	**0.13**
	2.42	*2.64*	*2.64*	*2.68*	*2.74*	*1.75*	*2.66*	*0.62*	*0.57*	*0.64*
UDENS	**0.10*****	**0.11*****	**0.11*****	**0.11*****	**0.13*****	**0.11*****	**0.11*****	**0.12*****	**0.12*****	**0.12*****
	4.66	*4.94*	*4.65*	*4 74*	*5* 16	*4.81*	*4.88*	*4 75*	*4.68*	*4.71*
ECOOR	**–4.75*****									
	–4.77									
UCOOR	**-0.80**									
	–0.61									
COOR		**–3.08*****	**–3.07*****	**–3.07*****	**–3.18*****	**–2.62*****	**–3.08*****			
		–5.74	*–5* 45	*–5.86*	*–5.86*	*–4.24*	*–5.89*			
CLWB								**2.19*****	**0.76**	**2.19*****
								2.63	*0.75*	*2.63*
CLWB2								**–0.08***	**0.01**	**–0.08***
								–1.75	*–0.12*	*–1.75*
GAP	**–0.52*****	**–0.52*****	**–0.52*****	**–0.52*****	**–0.51*****	**–0.52*****	**–0.52*****	**–0.51*****	**–0.51*****	**–0.51*****
	–16.50	*–16.40*	*–16.10*	*–1600*	*–16.20*	*–16.40*	–16.30	*–16.10*	*–16.10*	*–16.10*
TWEDGE			**0.01**							
			0.12							
TERMS				**-0.36**						
				–0.24						
IRL					**–0.12**					
					–1.44					
TRESTR						**0.03**			**0.06****	
						1.42			*2.16*	
INTER							**-0.43**			**0.72**
							–0.11			***0*** *IR*
R^2 corrigé	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95
hart-type	0.92	0.91	0.91	0.91	0.90	0.91	0.91	0.91	0.9i	0.91
Nb. d'observations	181	181	181	181	181	181	181	181	181	181
Nb. de pays	17	17	17	**17**	**17**	17	17	17	17	17
Teçt de Fischer	53.7***	74.0***	67.0***	69.0***	76.0***	68.7***	*68* 5***	122.9***	99.7***	121.6***
Test de Honda	20.8***	23.3***	*23.0'**	22.1***	23.4***	23.4***	22.0***	26.0***	25.3***	25.8***
Test de Hausman	11.1**	7.1	11.0**	10.4**	**14.1*****	6.6	9.1*	3.8	4.1	3.9

Chaque coefficient indique la variation attendue (en points de pourcentage) de U sous l'effet d'un accroissement unitaire de la variable indépendante correspondante.

* Significatif au seuil de 10 %; ** significatif au seuil de 5 %; *** significatif au seuil de 1 %.

1. Toutes les régressions intègrent une constaiite ; le t est indiqué en italiques.
2. Pour une description des diverses variables explicatives. se reporter à l'annexe A.

Note : ALMPU = dépenses consacrées, par chômeur, aux politiques actives du marché du travail: UB = taux moyen de compensation des prestations de chômage; EPL = indice de la « rigueur » des réglementations en matière de protection de l'emploi; UDENS = taux de syndicalisation ; CLWB = indice du degré de corporatisme; CLWB2 = carré de CLWB; ECOOR, UCOOR and COOR = indices du degré de coordination, CAP = écart entre la production effective et la production potentielle, TRESTR = indice de l'ampleur des restrictions commerciales; INTER = produit de TRESTR et de l'indice d'ouverture a la concurrence étrangère; TERMS = indice des termes de l'échange; IRL = taux d'intérêt à long terme; TWEDGE = indice du coin fiscal. Pour de plus amples informations, voir l'annexe A.

Source : Voir annexe A.

Tableau 2. **Estimation des équations réduites du taux de chômage des jeunes, 1983-1993**[1]

Moindres carrés quasi généralisés

Variable explicative[2]	Équation numéro									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Coefficients estimés									
ALMPU	**−0.05**									
	−1.03									
UB3	**0.16*** **	**0.15*** **	**0.17*** **	**0.16*** **	**0.16*** **	**0.17*** **	**0.15*** **	**0.18*** **	**0.18*** **	**0.16*** **
	3.90	*3.47*	*364*	*3.49*	*3.56*	*3.65*	*3.26*	*3.72*	*3.62*	*3.28*
EPL	**1.57*** **	**2.05*** **	**2.18*** **	**2.04*** **	**2.09*** **	**2.41*** **	**2.02*** **	**1.33*** **	**1.25** **	**1.41*** **
	5.76	*5.58*	*5.79*	*5.56*	*5.62*	*5.28*	*5.58*	*2.67*	*2.54*	*2.83*
UDENS	**0.20*** **	**0.26*** **	**0.28*** **	**0.26*** **	**0.29*** **	**0.26*** **	**0.26*** **	**0.34**	**0.33*** **	**0.32*** **
	3.92	*4.75*	*4.86*	*4.51*	*4.86*	*4.76*	*4.55*	*5.17*	*5.11*	*4.79*
EÇQOR	**−11.8*** **									
	−7.20									
UCOQR	**0.78**									
	0.30									
COOR		**−9.21*** **	**−9.26** "'	**−9.13*** **	**−9.46*** **	**−10.65*** **	**−9.20*** **			
		−7.25	*−7.45*	**−721**	*−7.32*	*-6.20*	*−6.85*			
CLWB								**5.66** "'	**4.20'**	**4.67** **
								3.08	1.65	2.40
CLWB2								**−0.16'**	**−0.09**	**−0.11**
								−1.65	−0.73	−1.07
GAP	**−1.16*** **	**−1.13*** **	**−1.11*** **	**−1.12*** **	**−1.12*** **	**−1.14*** **	**−1.13*** **	**−1.12*** **	**−1.12*** **	**−1.11*** **
	−13.8	*−13.51*	*−12.8*	*−13.13*	*−13.36*	*−13.53*	*−13.66*	*−19.19*	*−13.14*	*−13.29*
TWEDGE			**−0.10**							
			−1.13							
TERMS				**−2.12**						
				−0.52						
IRL					**-0.22**					
					-0.98					
TRESTR						**−0.07**			**0.06**	
						−1.27			0.79	
INTER							**0.00**			**0.49**
							0.01			1.49
R^2 corrige	0.82	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	'0.93	0.93
Écart-type	4.06	2.5	*2.53*	2.54	2.52	2.53	2.54	2.5	2.51	2.49
Nb. d'observations	165	165	165	165	165	165	165	165	165	165
Nb. de pays	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
Test de Fischer	23.4***	51.5***	48.7***	50.01***	53.27***	47 1***	50.3** '	95.4***	89.8***	95.7***
Test de Honda	8.1'**	17.5***	21.03***	9.21***	8.93***	10.4***	**9.4*** **	14.5***	13.8***	14***
Test de Hausman	**18.9****	11.2**	13.2**	12.34**	**15.24*** **	11 2**	**16.3*** **	7.2'	7.2'	9.2'

Chaque coefficient indique la variation attendue (en points de pourcentage) de U sous l'effet d'un accroissement unitaire de la variable indépendante correspondante.

'Significatif au seuil de 10 %; ** significatif au seuil de 5 %; '** significatif au seuil de 1 %.

1. Toutes les régressions intègrent une constante ; le t est indiqué en italiques.
2. Pour une description des diverses variables explicatives, se reporter à l'annexe A.

Note : ALMPU = dépenses consacrées, par chômeur, aux politiques actives du marché du travail ; UB = taux moyen de compensation des prestations de chômage ; EPL = indice de la « rigueur » des réglementations en matière de protection de l'emploi ; UDENS = taux de syndicalisation ; CLWB = indice du degré de corporatisme. CLWB2 = carré de CLWB ; ECOOR, UCOOR and COOR = indices du degré de coordination ; GAP = écart entre la production effective et la production potentielle; TRESTR = indice de l'ampleur des restrictions commerciales ; INTER = produit de TRESTR et de l'indice d'ouverture à la concurrence étrangère ; TERMS = indice des termes de l'échange ; IRL = taux d'intérêt à long terme ; TWEDGE = indice du coin fiscal. Pour de plus amples informations, voir l'annexe A.

Source : Voir annexe A.

Tableau 3. Estimation des équations réduites du taux de chômage de longue durée, 1983-1993[1]

Moindres carrés quasi généralises

Variable explicative[2]	Équation numéro									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Coefficients estimés									
ALMPU	**–0.01**	**-0.02**	**-0.03**	**-0.02**	**–0.03**	**-0.02**	**–0.03**	**-0.02**	**-0.02**	**-0.02**
	–0.45	*–0.56*	*–1.00*	*–0.93*	*–1.15*	*–1.08*	*–1.19*	*–0.65*	*–0.83*	*–0.88*
UB2	**0.05*** **	**0.05*** **	**0.03***	**0.04****	**0.04****	**0.03**	**0.02**	**0.03**	**0.02**	**0.02**
	2.90	*2.74*	*1.92*	*2.02*	*2.14*	*. 1.46*	*1.09*	*1.38*	*1.20*	*0.78*
EPL	**0.46*** **	**0.49*** **	**0.38*** **	**0.36*** **	**0.4*** **	**0.28****	**0.33*** **	**0.13**	**0.12**	**0.15**
	3.66	*3.86*	*3.16*	*3.06*	*3.32*	*2.38*	*2.89*	*0.95*	*1.00*	*1.24*
UDENS	**0.06*** **	**0.07*** **	**0.05****	**0.04***	**0.06*** **	**0.05****	**0.03**	**0.05****	**0.05****	**0.03**
	2.85	*3.04*	*2.09*	*1.66*	*2.63*	*2.18*	*1.50*	*2.00*	*2.12*	*1.41*
ECOOR	**–2.93*** **									
	–2.87									
UCOOR	**–1.10**									
	–0.84									
COOR		**–2.15*** **	**–2.14*** **	**–2.11*** **	**–2.26*** **	**–1.64*** **	**–1.76*** **			
		-4.52	*–4.9*	*–5.00*	*–5.10*	*–3.47*	*–4.01*			
CLWB								**2.06*** **	**1.20***	**1.48*** **
								3.68	*1.73*	*2.67*
CLWB2								**–0.08*** **	**–0.04**	**–0.05***
								–2.87	*–1.22*	*–1.94*
GAP	**–0.17*** **	**–0.17*** **	**–0.20*** **	**–0.19*** **	**–0.19*** **	**–0.19*** **	**–0.20*** **	**–0.20*** **	**–0.19*** **	**–0.20*** **
	–5.21	*–5.18*	*–5.99*	*–5.82*	*–5.73*	*–5.89*	*–6.03*	*–6.01*	*–5.89*	*–6.07*
TWEDGE			**0.11*** **	**0.12*** **	**0.11*** **	**0.10*** **	**0.10*** **	**0.12*** **	**0.11*** **	**0.11*** **
			3.99	**4.19**	*3.87*	*3.50*	*3.65*	*4.18*	*3.6*	*3.87*
TERMS				***–1.80***						
				–1.16						
IRL					**–0.15**					
					–1.47					
TRESTR						**0.03***			**0.04***	
						1.94			*1.84*	
INTER							***0.21****			**0.23****
							2.33			*2.49*
$\bar{R}^2$ corrigé	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92
Écart-type	0.94	0.93	0.9	0.9	0.89	0.9	0.89	0.9	0.91	0.9
Nb. d'observations	177	177	177	177	177	177	177	177	177	177
Nb. de pays	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
Test de Fischer	47.47***	53.43***	47.15***	43.18***	48.91	37.71***	40.67***	53.34***	44.76***	43.07***
Test de Hausman	6.04'	4.72*	2.64**	6.9**	5.58*	3.38	3.4	5.6*	6*	7.1

Chaque coefficient indique la variation attendue (en points de pourcentage) de U sous l'effet d'un accroissement unitaire de la variable indépendante correspondante.

* Significatif au seuil de 10 %; ** significatif au seuil de 5 %; *** significatif au seuil de 1 %.

1 Toutes les régressions intègrent une constante; le t est indiqué en italiques,

2. Pour une description des diverses variables explicatives, se reporter a l'annexe A

Note : ALMPU = dépenses consacrées, par chômeur, aux politiques actives du marché du travail; UB = taux moyen de compensation des prestations de chômage ; EPL = indice de la « rigueur » des réglementations en matière de protection de l'emploi; UDENS = taux de syndicalisation; CLWB = indice du degré de corporatisme; CLWB2 = carré de CLWB; ECOOR, UCOOR and COOR = indices du degré de coordination; GAP = écart entre la production effective et la production potentielle ; TREÇTR = indice de l'ampleur des restrictions commerciales; INTER = produit de TRESTR et de l'indice d'ouverture à la concurrence étrangère; TERMÇ = indice des termes de l'échange; IRL = taux d'intérêt à long terme; TWEDGE = indice du coin fiscal. Pour de plus amples informations, voir l'annexe A.

Source . Voir annexe A

Tableau 4 **Estimation des équations réduites du taux de non-emploi, 1983-1993**[1]

(Somme des inactifs et des chômeurs rapportée à la population d'âge actif, en pour cent)
Moindres carrés quasi généralisés

Variable explicative[2]	Équation numéro									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Coefficients estimés									
ALMPU	**–0.12***	**–0.13'**	**–0.12****	**–0.13***	**–0.13'**	**–0.12***	**–0.12****	**–0.11**	**–0.12***	**–0.11'**
	–1 65	*–167*	*–1 96*	*–1 74*	*–1 68*	*–184*	*–224*	*–1 35*	*–1 67*	*–1 78*
EPL	**1.50*****	**1.52*****	**1.48*****	**1.55*****	**1.53*****	**1.11*****	**1.37*****	**0.79****	**0.76****	**0.88*****
	398	*414*	*478*	*422*	*415*	*334*	*513*	*1 99*	*222*	*288*
UDENS	**0.12*****	**0.12*****	**0.11*****	**0.14*****	**0.13*****	**0.11*****	**0.08**	**0.12*****	**0.11*****	**0.08****
	319	*322*	*290*	*354*	*303*	*306*	*219*	*305*	*295*	*218*
ECOOR	**–5.39***									
	–1 75									
UCOOR	**–4.24**									
	–1 08									
COOR		**–4.90*****	**–4.89*****	**–5.04*****	**–4.94*****	**–3.20*****	**–4.11*****			
		–3 76	*–446*	*–385*	*–3 76*	*–260*	*–426*			
CLWB								**5.41*****	**2.19**	**3.90*****
								317	*113*	*284*
CLWB2								**–0.24*****	**–0.08**	**–0.16****
								–2 75	*–085*	*–226*
GAP	**–0.65*****	**–0.65*****	**–0.66*****	**–0.66*****	**–0.64*****	**–0.65*****	**–0.66*****	**–0.65*****	**–0.65*****	**–0.66*****
	–1280	*–12.80*	*–1260*	*–1300*	*–1250*	*–1290*	*–1320*	*–1280*	*–1280*	*–13 10*
TWEDGE			**0.03**							
			0 69							
TERMS				**3.64**						
				144						
IRL					**–0.05**					
					–0 35					
TRESTR						**0.12*****			**0.14****	
						2 78			*2 51*	
INTER							**0.62*****			**0.60*****
							3 75			*341*
R^2 corrige	0 97	*097*	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97
Écart-type	1.52	1.52	155	151	152	153	153	1.53	1.53	1.54
Nb d'observations	187	187	187	187	187	187	187	187	187	187
Nb de pays	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
Test de Fischer	179***	182 5***	125.8***	184.7***	181.8***	122 1***	95.4***	187.9***	138***	111 1***
Test de Honda	28 6 **	28.6***	26.8***	28.6***	28.6***	27.7***	26.5***	28.5***	27.9***	26.9***
Test de Hausman	3 4	3 1	10 2**	5 6	3 4	3.2	9 6**	*6 4***	4 8*	*9 9***

Chaque coefficient indique la iation attendue (ci1points de pourcentage) de U sous l'effet d'un accroissement unitaire de la variable indépendante correspondante
* Significatif au seuil de 10 ** significatif au seuil de 5 % *** significatif au seuil de 1 %
1 Toutes les regressions intègrent une constante le t est indique en italiques
2 Pour une description des diverses variables explicatives se reporter a l'annexe A
Note ALMPU = aepenses consacrees par chômeur aux politiques actives du marche du travail UB = taux moyen de compensation des prestations de chômage EPL = indice de la « rigueur, des reglementations en matiere de protection de l'emploi UDENS = taux de syndicalisation CLWB = indice du degre de corporatisme CLWB2 = carre de CLWB ECOOR UCOOR and COOR = indices du degre de coordination CAP = écart entre la production effective et la production potentielle TRESTR = indice de l'ampleur des restrictions commerciales INTER = produit de TRESTR et de l'indice douverture a la concurrence etrangere TERMS = indice des termes de l'échange IRL = taux d'intérêt a long terme TWEDCE = indice du coin hscal Pour de plus amples informations voir l'annexe A
Source Voir annexe A

Encadré 1. **Points aberrants et observations susceptibles d'influencer les résultats**

Même une fois éliminés les effets des éléments spécifiquement nationaux inobservables, une grande prudence s'impose pour l'interprétation des résultats économétriques découlant de modèles fondés sur un échantillon restreint d'observations et intégrant des données qualitatives. L'annexe C rend compte des résultats de l'analyse effectuée pour repérer les observations qui majorent sensiblement l'erreur-type des régressions et/ou affectent la valeur estimée des coefficients. On notera d'emblée, qu'une fois éliminés les effets des éléments spécifiquement nationaux, quelques observations seulement modifient sensiblement les résultats des régressions.

En particulier, la prise en compte des données relatives à la Finlande pour le début des années 90 majore nettement l'erreur-type car les variables explicatives ne permettent pas de rendre pleinement compte de l'augmentation rapide du chômage en Finlande au cours de cette période De l'analysediagnostique, il ressort en outre que les données concernant le Portugal pour 1983 – et dans une moindre mesure 1984 – correspondent vraisemblablement à des points aberrants. Cela n'a rien d'étonnant puisqu'au Portugal le taux de chômage est revenu de près de 8 pour cent au début des années 80 à un chiffre compris entre **4** et 5 pour cent pour la période 1985-93 en l'absence de toute modification notable de la politique du marché du travail et des dispositifs institutionnels (voir Blanchard et Jimeno, 1995). De fait, au vu des indices synthétiques des mécanismes institutionnels du marché du travail de la fin des années 80, le Portugal est le pays qui possède la législation la plus rigoureuse en matière de protection de l'emploi, sans compter que les salaires y sont principalement négocies au niveau de la branche et que la coordination entre employeurs et entre travailleurs y est faible, autant de caractéristiques qui sont normalement associées à un taux de chômage élevé Peut-être cette contradiction apparente s'explique-t-elle par le fait que les réglementations régissant le marché du travail sont appliquées avec un certain laxisme de sorte qu'elles n'ont pas, ou guère, d'effets sur le processus de détermination des salaires et de l'emploi L'analyse diagnostique révèle par ailleurs que les données relatives à l'Italie pour 1983 et à l'Espagne pour 1993 ont une nette incidence sur l'ampleur de l'erreur-type de régression

De l'annexe C, il ressort également que la prise en compte de la Suède dans l'échantillon, sans affecter la performance générale de la régression, modifie sensiblement la valeur estimée du coefficient de ALMPU. Lorsqu'on exclut ce pays, ALMPU a un effet négatif plus important (et statistiquement significatif) sur le chômage Cela n'est pas vraiment étonnant car, en Suède, le niveau des dépenses consacrées aux politiques actives du marché du travail a *été* extrêmement élevé (quatre fois supérieur à la moyenne de la zone de l'OCDE) pendant la période 1983-93 alors que ie niveau du chômage, même s'il est faible, est resté comparable à celui observé dans des pays qui ont affecté des crédits bien moins importants aux PAMT.

A la lecture du tableau 1, on constate que les **dépenses consacrées aux politiques actives du marché du travail (ALMPU)** ont peu d'incidence sur le taux de chômage et que celle-ci n'est pas toujours significative. Ce résultat contredit ceux de précédentes études macroéconomiques (Layard *et al.*, 1991, page 55; Layard et Nickell, 1992, page 29), mais semble corroborer ceux de plusieurs études microéconomiques dont il ressortait que les programmes actifs ont généralement des retombées limitées sur l'emploi des travailleurs. Lorsque la Suède est exclue de l'échantillon, la valeur et le niveau de signification statistique du coefficient estimé de ALMPU s'en trouvent accrus (dans l'équation 2 du tableau 1, la valeur du coefficient estimé passe à –0.23).

Les coefficients fournis dans le tableau 1 donnent certaines informations sur l'effet potentiel des programmes actifs pour l'emploi normal (c'est-à-dire non subventionné) – dès lors qu'on fait abstraction de l'influence de la participation aux PAMT sur la mesure du chômage, en partant du principe que les participants ne sont pas comptabilisés dans les personnes pourvues d'un emploi. Dans l'hypothèse où la population active ne varie pas, à supposer que le taux de participation aux PAMT (p) s'établisse à 3 pour cent de la population active et le taux de chômage mesuré (u) à 8 pour cent, il découle des résultats du tableau 1 que la dérivée du taux de chômage mesuré par rapport au taux de participation aux PAMT est de l'ordre de –0.45 avec l'échantillon incluant la Suède et de –1.48 si l'on exclut la Suède. Autrement dit, un accroissement du nombre de participants aux PAMT correspondant à 1 pour cent de la population active entraîne une diminution du chômage mesuré comprise entre 0.45 et 1.48 pour cent de la population active. Par conséquent, les retombées sur le taux d'emploi normal (100 – u – p) sont négatives dans un cas (–0.55 pour cent de la population active) et positives dans l'autre (0.48 pour cent), mais toujours avec des effets de substitution importants[32].

Lorsque les **prestations de chômage** sont élevées, cela contribue notablement à accroître le chômage structurel (tableau 1). L'élasticité implicite moyenne du chômage par rapport à l'indice UB est proche de 0.5. Ces résultats laissent à penser que l'effet de désincitation et d'intensification des pressions salariales est plus important que l'effet de renforcement de l'efficacité des activités de recherche d'un emploi lié à la garantie de revenu. Une réduction des droits à prestations pourrait donc atténuer le chômage en abaissant le niveau du salaire minimum accepté et en accroissant les sorties du stock de chômeurs.

Les résultats corroborent plus ou moins l'hypothèse voulant que des **réglementations** strictes **en matière de protection de l'emploi** fassent monter les taux de chômage et de non-emploi[33]. De ce point de vue, ils confirment les conclusions de Lazear (1990) qui met en évidence une corrélation négative (mais faible) entre le taux de chômage et la protection de l'emploi. Par contre, ils contredisent ceux de Bertola (1992) qui n'a pas réussi à démontrer l'existence d'une quelconque relation entre le niveau du chômage et les coûts d'ajustement de l'emploi.

Des tableaux 2 à 4, il ressort nettement que les réglementations en matière de protection de l'emploi ont plus d'incidence encore sur la structure de l'emploi et du chômage et tendent à accroître le chômage des jeunes et le chômage de longue durée Dans les équations relatives au chômage des jeunes et au chômage de longue durée, l'effet sur le chômage de EPL est plus élevé et plus significatif que dans les équations du chômage global[34]. Ces résultats vont dans le sens de la théorie visant à expliquer le chômage des jeunes et le chômage de longue durée par l'opposition entre travailleurs intégrés et travailleurs exclus. Plus les coûts de licenciement sont élevés, plus les entreprises risquent de modifier leur stratégie d'embauche en durcissant les critères de sélection des candidats. Cela sera vraisemblablement préjudiciable aux travailleurs inexpérimentés et aux chômeurs de longue durée, dont l'absence prolongée de lien avec le monde du travail aura détérioré les compétences ou sera considérée par les entreprises comme le signe d'une faible productivité. Les coûts de rotation de la main-d'œuvre ne constituent toutefois qu'une condition nécessaire, mais non suffisante, pour que les travailleurs intégrés puissent réclamer des salaires plus élevés au détriment des possibilités d'emploi des travailleurs exclus. Le mode de négociation des salaires peut également avoir son importance. Le fait est que, de l'analyse de sensibilité effectuée dans l'annexe C, il ressort que le pouvoir explicatif de EPL est notablement modifié dès lors qu'on tient expressément compte de ses interactions possibles avec le système de négociation collective, c'est-à-dire avec les variables représentatives du taux de syndicalisatian et du niveau de centralisation ou de coordination de la négociation.

A la lecture du tableau 1 (équation 2), on constate également qu'un **rapport de forces** (tels qu'il ressort du taux de syndicalisation) **favorable aux travailleurs** tend à faire augmenter le chômage, sauf s'ilva de pair avec une bonne coordination (COOR)[35]. Dans les pays à système corporatiste, la **coordination entre employeurs** (voir l'équation [1] du tableau 1) peut contribuer à réduire sensiblement le chômage structurel dans la mesure *où* elle permet d'internaliser les pressions que subit le marché du travail dans le processus de formation des salaires, ce qui accroît la sensibilité de ces derniers aux évolutions d'ensemble. Dans I'autre spécification, fondée sur le **degré de centralisation/décentralisation de la négociation salariale**, celui-ci joue également un rôle important. Les coefficients estimés de CLWB et de son carré (équation 8 du tableau 1) ont le signe attendu (mais ne sont pas toujours significativement différents de zéro) Même s'ils ne sont pas réellement probants, ces résultats corroborent l'hypothèse de la courbe en cloche voulant que les systèmes très centralisés comme les systèmes totalement décentralisés limitent les revendications salariales des travailleurs intégrés, et atténuent ainsi le problème du chômage[36]. L'analyse de sensibilité (annexe C) révèle par ailleurs qu'il existe une forte interaction entre le taux de syndicaiisation, la coordination et la centralisation. Il apparaît qu'un degré plus élevé de Coordination aboutit toujours à un taux

de chômage d'équilibre plus faible, quel que soit le taux de syndicalisation En revanche, la performance relative des systèmes centralisés est davantage fonction du taux de syndicalisation. Les systèmes très centralisés semblent donner de meilleurs résultats sur le pian du chômage tant que le taux de syndicalisation n'est pas trop élevé Les systèmes décentralisés vont également de pair avec un niveau de chômage moins élevé, mais le phénomène est moins prononcé.

Les facteurs institutionnels qui influent sur le système de négociation collective paraissent avoir plus d'incidence encore sur le chômage des jeunes, le chômage de Iongue durée et le non-emploi (tableaux 2 à 4). Dans le cas des jeunes, les résultats corroborent plus nettement encore la thèse de l'opposition entre travailleurs intégrés et travailleurs exclus voulant que les jeunes et les nouveaux arrivants sur le marché du travail aient particulièrement à souffrir de la position de force dont bénéficient les travailleurs intégrés (telle qu'elle ressort de UDENS), et qui leur permet de négocier des salaires supérieurs au niveau qui équilibrerait le marché. De même, un taux élevé de syndicalisation, s'il va de pair avec une faible coordination, tend à accroître la durée moyenne du chômage (LTU).

On notera par ailleurs que, dans le tableau 1, les **deux indices de la « concurrence étrangère** (TRESTR et INTER) ont généralement un signe positif, comme prévu, mais les coefficients présentent un écart-type important. Compte tenu des répercussions qu'on anticipait de l'absence de concurrence sur les marchés de produits pour les situations de rente et le partage de la rente, rien d'étonnant qu'il ressorte des équations relatives au chômage de longue durée et au non-emploi (tableaux 3 et 4) que l'absence de concurrence étrangère a des effets notables pour les demandeurs d'emploi les plus vulnérables, sinon pour tous les chômeurs.

Les résultats du tableau 1 ne confirment pas, contrairement aux études précédentes (Pichelmann et Wagner, 1986, Layard et Nickell, 1986), que le **coin fiscal** puisse avoir une incidence sur le chômage global. Si on utilise le coin fiscal marginal au lieu du coin fiscal moyen, les résultats ne s'en trouvent pas notablement modifiés. Si les effets sur le chômage global sont négligeables, il ressort cependant du tableau 3 que l'existence de coûts non salariaux élevés de main-d'œuvre peut affecter sensiblement le taux de chômage de longue durée. Comme les chômeurs de longue durée sont souvent des travailleurs faiblement rémunérés, ce résultat semble compatible avec la thèse voulant qu'un coin fiscal important réduise les perspectives d'emploi de ces personnes, en particulier dans les pays où la législation impose un salaire minimum, ce qui interdit de reporter sur les salaires la totalité de l'alourdissement de la fiscalité. Il conviendrait cependant d'approfondir les recherches afin, notamment, d'apprécier le lien entre le salaire minimum et le coin fiscal.

Enfin, il ne semble pas que, pendant la période 1983 à 1993, les fluctuations des **termes de l'échange** (équation 4) ou des **taux d'intérêt à long terme** (équation 5) aient eu une incidence significative sur la situation du marché du travail.

Persistance du chômage

Venons en maintenant à la persistance du chômage et à ses déterminants possibles. Comme on l'a souligné dans la section précédente, cela nécessite l'extension de la période d'analyse aux années 70 et au début des années 80. Les deux premières colonnes du tableau 5 rendent compte du degré de persistance du chômage dans les 17 pays de l'OCDE pour lesquels on dispose de données pour la période 1970 à 1993. Elles indiquent la probabilité avec laquelle on peut accepter l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire, c'est-à-dire de I'hystérèse complète, contre celle de l'existence d'un processus stationnaire avec constante (colonne 1) ou avec constante et tendance (colonne 2). Les résultats témoignent d'une forte persistance du chômage dans de nombreux pays de l'OCDE, encore que dans plusieurs cas il soit difficile de faire la part entre hystérèse complète et lenteur d'ajustement, phénomène qu'avaient aussi observé Elmeskov et MacFarlan (1993).

Pour reprendre l'équation [9] de la section précédente, on peut représenter le taux effectif de chômage par la somme du taux d'équilibre à court terme et d'une composante cyclique. Le taux d'équilibre à court terme *est* fonction de la valeur décalée du chômage et des facteurs influant sur le niveau d'équilibre à long terme du chômage, à savoir les facteurs liés à la politique économique et aux mécanismes institutionnels – de même que les taux d'intérêt réels et les termes de l'échange – examinés dans la section précédente. Par ailleurs, le coefficient de la valeur décalée du chômage (λ) peut être exprimé en fonction des facteurs liés à la politique économique et aux mécanismes institutionnels – autrement dit de l'indice UB, de l'indice EPL et des variables représentatives du système de négociation collective[37]. Comme avec la spécification instantanée, on a étudié deux équations, l'une dans laquelle le taux de syndicalisation est associé à l'indice de coordination et l'autre *où* il est associé à l'indice de centralisation et à son carré. L'équation [9] s'écrit donc désormais de la façon suivante

$$u_{it} = \mu_i + \left| \beta_4(\text{COOR}_i, \text{ ou, CLWB}_i \text{ et CLWB2}_i) \right| u_{it-1} +$$

$$+ \beta_5 \text{UB}_{it} + \beta_6 \text{UDENS}_{it} + \beta_7 \text{IRL}_t + \beta_8 \text{TERMS}_{it} + \beta_9 \text{GAP}_{it} + v_{it} \qquad [10]$$

où l'indice *i* renvoie au pays et l'indice *t* à l'année, μ_i est la constante relative au pays considéré et les autres notations sont les mêmes que précédemment.

En se fondant sur les estimateurs non linéaires de la régression sans corrélation apparente, on obtient pour l'équation [10] les coefficients suivants lorsqu'on y intègre l'indice de coordination .

$$u_{it} = \mu_i + \left| \begin{array}{lllll} -0.69 & +0.002\text{UB}_{it-1} & +0.021\text{EPL}_i & +0.002\text{UDENS}_{it-1} & -0.045\text{COOR}_i \\ (19\,34) & (4\,741 & (9\,56) & (3\,56) & (-8\,661 \\ +0.01\text{UB}_{it} & +0.01\text{UDENS}_{it} & +0.07\text{IRL}_{it} & -0.27\text{TERMS}_{it} & -0.32\text{GAP}_{it} \\ (5\,731 & (2\,12) & (9\,70) & (-15\,43) & 1\text{–}32\,52) \end{array} \right| u_{it-1} + \qquad [11]$$

Tableau 5. **La dynamique du chômage dans les pays de l'OCDE, 1970-1993**

	Probabilité de racine unitaire[1] contre processus stationnaire avec :		Résultats de régressions					
			Erreur-type de régression			Persistance (λ)		
	Constante	Constante et tendance	équation 11	équation 12	modèle AR(1) avec constante et tendance[3]	équation 11	équation 12	modèle AR(1) avec constante et tendance[3]
États-Unis	0.21	0.12	0.53	0.51	1.00	0.64	0.63	0.63
Japon	0.60	0.53	0.50	0.51	0.19	0.64	0.73	0.82
Allemagne	0.51	0.05	0.47	0.48	0.72	0.84	0.84	0.86
France	0.97	0.34	0.42	0.43	0.56	0.79	0.85	0.83
Italie	0.99	0.02	0.50	0.52	0.51	0.90	0.88	0.65
Royaume-Uni	0.69	0.37	0.57	0.57	1.15	0.77	0.77	0.86
Canada	0.69	0.12	0.64	0.59	1.04	0.74	0.79	0.71
Australie	0.87	0.14	0.59	0.61	1.02	0.73	0.77	0.63
Belgique	0.89	0.22	0.79	0.77	1.90	0.90	0.89	0.94
Danemark	1.00	0.38	0.61	0.60	0.96	0.72	0.73	0.78
Finlande	0.85	0.01	1.36	1.36	0.70	0.80	0.81	1.17
Irlande	0.56	0.20	0.91	0.94	1.22	0.79	0.79	0.82
Pays-Bas	1.00	0.29	0.56	0.57	1.90	0.81	0.82	0.91
Norvège	0.87	0.20	0.36	0.35	0.55	0.75	0.67	0.79
Portugal[2]	0.35	–	0.92	0.92	0.94	0.87	0.89	0.90
Espagne	0.93	0.01	1.19	1.20	0.53	0.87	0.87	0.87
Suède	0.79	0.01	0.80	0.83	0.74	0.77	0.72	0.52

1. Probabilité que soit acceptée l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire contre celle d'un processus stationnaire avec constante (colonne 1) ou avec constante et tendance (colonne 2). Le test de la racine unitaire est basé sur un test de Dickey-Fuller augmenté répondant à la spécification suivante : Colonne 1 $du_t = C_0 + C_1 u_{t-1} + C_2 du_{t-1} + e_t$; Colonne 2 $du_t = C_0 + C_1 u_{t-1} + C_2 du_{t-1} + C_3$ Time $+ e_t$ où u est le taux de chômage et d est l'opérateur de différences premières. Voir Campbell et Perron (1991).
2. La probabilité de racine unitaire est plus élevée avec un modèle intégrant une constante et une tendance.
3. Modèle de la forme : $du_t = A + B_1 u_{t-1} + B_2$ Time.

Source : Voir annexe A.

μ_i = variable indicatrice nationale, nombre d'observations = 391 ; le *t* de Student est indiqué entre parenthèses et établi à partir de l'écart-type corrigé de l'hétéroscédasticité.

Et avec les indices de centralisation des négociations collectives, on a :

$$u_{it} = \mu_i + [\underset{(686)}{-0.36} \underset{(2\,79)}{+0.001UB_{it-1}} \underset{(6\,40)}{+.0012EPL_i} \underset{if\ 88)}{+0.001UDENS_{it-1}} \underset{(8\,371}{+0.061CLWB_i} \underset{(-7\,31)}{-0.003CLWB2_i}] u_{it-1} + \underset{(8\,15)}{+0.02UB_{it}} \underset{(3\,74)}{+0.02UDENS_{it}} \underset{(10\,12)}{+0.81IRL_{it}} \underset{(-13\,33)}{-0.24TERMS_{it}} \underset{(-32\,47)}{-0.32GAP_{it}} \quad [12]$$

μ_i = variable indicatrice nationale, nombre d'observations = 391 ; le *t* de Student est indiqué entre parenthèses et établi à partir de l'kart-type corrigé de I'hétéroscédasticité.

Malgré leur simplicité, les deux versions de l'équation [10] expliquent une fraction notable des variations du taux de chômage au cours des 24 années considérées. Tous les coefficients ont le signe attendu et sont généralement significativement différents de zéro. Afin d'apprécier la qualité: des estimations, on a compare, dans les troisième et quatrième colonnes du tableau 5, l'erreur type de la régression, pour chaque pays, des équations [11] et [12] et d'un modèle autorégressif simple avec constante et tendance Les deux équations structurelles sont supérieures au modèle autorégressif dans 13 cas, et *ce* dernier ne donne manifestement de meilleurs résultats que dans deux cas (Japon et Suède). Les trois dernières colonnes du tableau 5 indiquent le degré estimé de persistance du chômage, lequel est particulièrement fort dans plusieurs pays européens, notamment la Belgique, l'Italie, le Portugal, l'Espagne et l'Allemagne.

Les résultats de ces estimations permettent d'affiner ceux qui ressortaient de l'analyse statique. Outre qu'elles affectent le niveau d'équilibre du chômage, de généreuses prestations de chômage réduisent la vitesse d'ajustement, ce qui concorde avec l'allongement de la durée des périodes de chômage observé précédemment avec l'équation relative au chômage de longue durée. De même, une réglementation stricte en matière de protection de l'emploi et des taux élevés de syndicalisation semblent renforcer la persistance du chômage, probablement parce qu'il en résulte une plus grande rigidité des salaires réels, ce qui tend à confirmer l'hypothèse de i'opposition entre travailleurs intégrés et travailleurs exclus. D'un autre côté, un fort degré de centralisation/coordination du processus de négociation accélère la vitesse d'ajustement. Qui plus est, les coefficients de la variable représentative du degré de centralisation apportent de nouveaux éléments pour étayer l'hypothèse de la courbe en cloche. Les systèmes très centralisés et très décentralisés améliorent sensiblement la vitesse d'ajustement, ce qui tendrait à indiquer qu'ils atténuent la rigidité des salaires réels, limitant ainsi le risque de perpétuation du chômage. Il apparaît également que la hausse des taux d'intérêt réels[38] observée au cours des années 80 comme la détérioration des termes de

l'échange consécutive aux deux chocs pétroliers auraient contribué à alimenter la montée du chômage structurel.

Explication des écarts dans le niveau et l'évolution du chômage structurel

Le tableau 6 fournit une synthèse des résultats présentés dans les deux sous-sections précédentes. La partie A ventile l'écart entre le taux de chômage structurel de chaque pays et la moyenne de la zone de l'OCDE entre ses diverses composantes, à savoir ALMPU, les prestations de chômage et les facteurs institutionnels, plus un résidu qui rend compte des éléments spécifiquement nationaux inobservés. Les chiffres portés dans la colonne relative aux facteurs institutionnels renvoient à l'effet global sur le chômage des caractéristiques du système de négociation et des réglementations en matière de protection de l'emploi sans tenter de pousser plus avant la ventilation compte tenu des interactions qui se produisent entre ces éléments. Ces résultats confirment que les différences dans le niveau d'ALMPU n'expliquent qu'une petite fraction des écarts de chômage, la générosité relative des prestations de chômage jouant un rôle bien plus important. Dans des pays comme le Danemark, la Belgique, les Pays-Bas ou la France, jusqu'à 3 à 5 pour cent de l'écart de taux de chômage est imputable aux prestations de chômage. Dans certains pays européens, le taux élevé de chômage tient à un fort taux de syndicalisation associé à un manque de coordination des négociations salariales et à des réglementations strictes en matière de protection de l'emploi. Ces derniers résultats doivent toutefois être interprétés avec prudence car les variables utilisées reposent sur des évaluations subjectives et ne fournissent pas une estimation précise de l'ampleur des effets en cause.

La dernière colonne de la partie A du tableau 6 récapitule l'effet des éléments spécifiquement nationaux – ou résidus inexpliqués[39] Lorsque les chiffres fournis dans cette colonne sont assortis d'un signe positif, cela veut dire que les variables explicatives prises en compte aboutissent à un taux de chômage inférieur à celui qui a été observé et qu'il faut intégrer à l'analyse d'autres facteurs pour expliquer la fraction restante du chômage. inversement, un signe négatif indique que les facteurs inobservés contribuent à diminuer le taux de chômage effectif. Il convient de souligner que, dans f'ensemble, seule une petite fraction des écarts de taux de chômage reste inexpliquée, sauf dans le cas de l'Espagne et du Portugal où 40 à 50 pour cent du taux de chômage total sont imputables à des composantes inobservées. Le résidu inexpliqué est également assez important pour certains autres pays européens, tels que la Belgique, la France et le Danemark. Pour le premier, le modèle aboutit à un taux de chômage supérieur à celui qui a été observé, tandis que dans le cas de la France et du Danemark il semble que les facteurs non pris en compte contribuent à porter le chômage au-delà du niveau prévu par le modèle. Les effets positifs induits par les éléments spécifiquement nationaux en Espagne et en France tiennent peut-être au fait qu'on a sous-estimé le rôle des syndicats dans la

Tableau 6. **Facteurs expliquant les écarts dans le niveau et l'évolution du chômage structurel**

	A: Chômage structurel – 1983-1993 (équation 2 du tableau 1)						B Accroissement du chômage structurel (1971-1993) équation 11					
	Niveau estimé du taux de chômage structurel (u_i)[1]	Facteurs expliquant l'écart ($u_i - u_{OECD}$)					Variation observée de u_1	facteurs expliquant la variation du chômage structurel (Δu_i)				
		Écart $u_i - u_{OECD}$	ALMPU[3]	UB	Facteurs instttu-tionnels[2]	Éléments spécihquement nationaux		UB	Taux de syndica-lisation	Taux d'intérêt	Termes de l'échange	Éléments spécifiquement nationaux
États-Unis	6 7	–0 5	0 3	–1.3	0 7	–0.2	1.1	–0 3	–0.6	0.8	0 6	0 6
lapon	2 6	–4 5	0 2	–1.6	–3.2	0.1	0 8	–0 2	–0.4	0.8	0 2	0.5
Allemagne occidentale	5 9	–1 3	–0 6	2.7	–2.5	–0 9	4 6	0 3	0.1	1.7	0 2	2 3
France	9 8	2 7	–0 1	3.0	–2.7	2 4	7 7	1 9	0.1	1.9	0 6	3 1
Italie	8 5	1 3	0.0	–2.8	5.3	–1 2	4 2	0 5	0.7	2.5	1.0	–0 6
Royaume-Uni	9.9	2 8	0.0	0.2	4.0	–1 4	4 8	–1 8	–1.5	1.4	0.9	5 8
Canada	9 7	2 5	0 1	1.2	3.2	–2 0	**4 4**	0.8	0.8	1.8	0	1 0
Australie	8 5	1 3	0 2	0.9	1.3	–1 0	7 6	1.0	0	1.7	1.6	3.3
Belgique	9 7	2 5	–0 3	3.6	2.0	–2 8	6.4	1 9	2.1	3.1	–0 2	–0 4
Danemark	9 7	2.6	-0 3	5.6	–4.8	2.0	9 3	1 5	1.5	1.4	0 5	4 4
Finlande	5.7	–1 4	–0 7	**2.3**	**- 2.1**	–0.9	1 1 0	3 9	3.3	1.8	–0 1	2 0
Irlande	**15 4**	8.3	–0 2	1.8	5.2	1.5	9 7	4 9	**2.7**	1.8	0 2	0.1
Pays-Bas	9 1	1 9	–0 4	4.5	–1.8	–0.4	5 3	0.8	–0.4	2.0	0	2 9
Norvège	3 9	–3 2	–0 7	2.2	–4.0	–0.7	4 2	**2 4**	0.7	1.5	–0.1	–0 3
Portugal	6	–1 1	–0 3	**1.3**	1.2	–3 3	2.2	3 6	–1.4	3.1	0.7	–3 7
Espagne	186	1 1 5	0 3	*2.6*	1.3	7 3	1 5 4	6.1	1.7	2.1	0.6	5.0
Suède	3 1	**-4** 0	[4]	1.3	–1.8	[4]	3 7	1.1	1.00	1.3	0.1	0.1
OCDE-17[5]	7 1						3 6	0 *68*	–0.23	1.3	0 4	**1 5**

1. Chômage effectif déduction faite de la composante cyclique telle qu'elle ressort de l'écart entre production potentielle et production effective.
2. Taux de syndicalisatiori (UDENS), degré de coordination (COOR) et indice de rigueur de la législation en matière de protection de l'emploi (EPL).
3. Chiffres fondés sur les coefficients de l'équation estimée compte tenu des données relatives à la Suède.
4. Il est impossible d'apprécier la contribution de ALMPU à l'écart de taux de chômage, la Suède constituant un cas extrême par le niveau des dfpenscs qu'clic consacre, par chômeur. aux programmes actifs. .
5. Moyennes pondérés de la population active.

Source : Voir annexe A.

négociation collective. Dans ces deux pays, le taux de syndicalisation est très faible, mais le taux de couverture conventionnelle très élevé (70 à 90 pour cent) et dans le cas de la France il n'a, en outre, pas cessé d'augmenter au cours des deux décennies écoulées. Qui plus est, il se pourrait que, dans ces deux pays, et surtout en France, une partie du résidu inexpliqué soit imputable aux effets des réglementations obligatoires concernant le salaire minimum – lesquelles ne sont pas prises en compte ici.

La partie B du tableau 6 fournit pour sa part une ventilation de l'évolution du chômage structurel entre 1971 et 1993. Pour chaque pays, on a calculé, à partir de la valeur estimée des paramètres de l'équation [11] et de la valeur observée des variables exogènes, les variations du chômage qui auraient normalement dû résulter des variations des diverses variables explicatives[40]. De cette partie B du tableau, il ressort que l'Espagne, l'Irlande et le Danemark se distinguent comme étant les pays *où* le chômage structurel a le plus augmenté alors que son accroissement a été négligeable au Japon et aux États-Unis. La générosité croissante des prestations de chômage explique une bonne partie de l'augmentation du chômage structurel, en particulier en Espagne et en Irlande. Un taux élevé de compensation des prestations de chômage a non seulement des effets directs sur le niveau du chômage, comme l'a montré l'analyse statique, mais aussi de grandes répercussions sur la vitesse d'ajustement du marché du travail. La baisse des taux de syndicalisation, observée dans de nombreux pays, a contribué à atténuer le chômage, encore que, globalement, l'incidence de cette variable soit limitée. La hausse des taux d'intérêt réels a contribué, à concurrence de 1 à 3 points, à la montée du chômage structurel, et son effet a été particulièrement marqué dans des pays comme le Portugal, la Belgique, l'Italie et l'Espagne, où interviennent de puissants mécanismes de perpétuation. En outre, la détérioration des termes de l'échange n'a eu que des répercussions limitées sur le chômage, sauf en Australie *où* elle explique l'accroissement du chômage à hauteur de 1 6 points. Comme précédemment, les effets des éléments spécifiquement nationaux sont: significatifs, en particulier certains pays européens, où les facteurs non pris en compte ont pousse le chômage à un niveau supérieur à celui prévu par Je modèle. Pour ces derniers pays, il conviendrait d'affiner l'analyse des déterminants de la montée du chômage structurel aux cours des deux décennies écoulées.

REMARQUES DE CONCLUSION

Dans le présent article, on a examiné un certain nombre de facteurs susceptibles d'expliquer les divergences observées dans la performance du marché du travail des pays de l'OCDE au cours des deux décennies écoulées. On a notamment procédé à une estimation de l'incidence relative des divers facteurs liés à l'action des pouvoirs publics et aux mécanismes institutionnels sur le niveau et sur l'évolution du chômage au fil du temps. Il restera à jamais impossible de mesurer et de

modéliser de façon totalement satisfaisante les multiples facteurs institutionnels, culturels et historiques qui influent sur la performance du marché du travail Dans le présent article, il est rendu compte des différences inexpliquées et des erreurs de mesure dues aux éléments spécifiquement nationaux par un terme représentatif de ces déments spécifiquement nationaux, de manière à rendre plus précises les estimations de l'incidence des variables *observables* sur le chômage, et donc à donner des éléments d'information plus précis pour évaluer l'effet d'éventuelles réformes.

Les principales conclusions qui se dégagent du présent article peuvent se résumer comme suit :

- Un niveau élevé de **prestations de chômage** tend à accroître le niveau du chômage et à réduire la vitesse d'ajustement du marché du travail après un choc exogène. D'après les estimations, l'augmentation des taux de compensation observée dans plusieurs pays de l'OCDE depuis une vingtaine d'années aurait contribué à la montée du chômage structurel, à concurrence de 1 à 3 points en moyenne, voire plus dans certains cas.
- Une **réglementation** stricte **en matière de protection de l'emploi** risque de relever sensiblement le niveau d'équilibre du chômage; la relation positive est plus marquée encore dans le cas du chômage des jeunes et du chômage de longue durée. De même, l'analyse dynamique met en évidence une nette relation positive entre la rigueur de la réglementation et la persistance du chômage.
- il est plus malaisé d'apprécier les retombées des divers systèmes de détermination des salaires sur la performance du marché du travail, ne serait-ce qu'en raison de la complexité des interactions entre les différentes composantes de chaque système et de la difficulté à les chiffrer avec précision. Comme l'avaient déjà montré de précédentes études, plus le rapport de forces dans les négociations – tel qu'il ressort du **taux de syndicalisation** – est favorable aux travailleurs, plus le chômage semble être élevé, encore que, souvent, la relation ne soit pas bien établie. Le taux de syndicalisation paraît avoir des retombées particulièrement importantes pour le chômage des jeunes, ce qui tendrait à confirmer l'idée selon laquelle ces derniers sont souvent des « exclus ».
- Le taux de syndicalisation seul fournit toutefois des informations incomplètes sur le système de négociation. Il convient également de tenir compte du degré de **coordination** entre les partenaires sociaux aux différents niveaux de négociation ainsi que du niveau auquel les salaires sont négociés (degré de centralisation/décentralisation). Il semble en particulier que la coordination entre les employeurs contribue à atténuer le chômage et à accroître l'emploi dans la mesure où elle constitue un mecanisme d'interna-

lisation des pressions s'exerçant sur le marché du travail dans le processus de formation des salaires, ce qui renforce la sensibilité des salaires réels aux fluctuations du chômage Les effets estimés des différents degrés de **centralisation de la négociation salariale** sont moins bien définis. Les systèmes très décentralisés et tres centralisés paraissent donner de meilleurs résultats que les systèmes intermédiaires Cette constatation confirme les conclusions des études précédentes et corroborent la thèse selon laquelle la pire organisation qui soit serait le système « intermédiaire » de négociations semi-sectorielles ou sectorielles dans lequel les syndicats renchérissent les uns sur les autres sans que le système internalise les coûts macroéconorniques de la progression des salaires et de la montée du chômage.

- Les **programmes actifs du marché du travail** (PAMT) semblent présenter une relation négative au chômage. L'observation montre cependant qu'un accroissement des dépenses consacrées aux PAMT ne se traduit pas par un recul proportionne1 du chômage, et ce en raison de l'importance des effets de substitution et de déplacement que ces programmes ont sur l'emploi. L'analyse économétrique tend par ailleurs à faire ressortir un forte corrélation entre les PAMT et le taux de non-emploi, ce qui corrobore l'hypothèse voulant que ce genre dc mesures soit susceptible d'avoir des retombées positives sur les taux d'activité en maintenant dans la population active des personnes qui, en leur absence, se seraient laissées décourager.

NOTES

1. Ici comme dans la suite du présent article, l'UE renvoie à l'UE à 12 et les données relatives à l'Allemagne concernent l'Allemagne occidentale.

2. Le taux de non-emploi est donné par la somme des chômeurs et des inactifs rapportée à l'ensemble de la population d'âge actif.

3. Pour simplifier, l'influence du chômage sur les salaires (exprimés par leur logarithme) est supposée être linéaire dans l'équation [2]. Or, comme cela a souvent été souligné, il se pourrait que la relation soit concave, la pression à la baisse exercée par le chômage sur les salaires réels s'atténuant, à la marge, lorsque le chômage augmente.

4. Pour simplifier, dans cet exemple, on a supposé que les facteurs qui provoquent un déplacement des courbes WS et LD n'ont aucune incidence sur la flexibilité des salaires (γ_1) ni sur l'élasticité de la demande de main-d'oeuvre *(a)* Dès lors qu'on assouplir ces hypothèses, une modification desdits facteurs entraînera non seulement un déplacement des courbes WS et LD mais aussi une modification de leur pente. Qui plus est, si les décisions d'activité s'en trouvent elles aussi affectées, il en résultera également un déplacement de la courbe de plein emploi (LS), ce qui se répercutera sur le niveau mesuré du chômage structurel.

5. Comme on le verra plus ioin, il n'existe pas de données chronologiques, seulement des données transversales, concernant plusieurs variables représentatives de l'action des pouvoirs publics et des mécanismes institutionnels (voir l'annexe A).

6. La simple extension du modèle statique [8] par intégration des effets décalés du chômage n'était pas possible. La méthode des MCO aurait en effet abouti à des résultats biaisés du fait de la présence des effets liés aux éléments spécifiquement nationaux μ_i (Hsiao, 1986). Or, les méthodes auxquelles on a le plus fréquemment recours dans ce cas, à savoir soit l'introduction de variables indicatrices (voie choisie ici) soit le transfert sous forme de différences premières (Nickell, 1981 ; Anderson et Hsiao, 1981), interdisent la prise en compte de variables constantes au fil du temps (z_i) pour expliquer des écarts entre pays dans la valeur de u^*_i.

7. Le fait de donner la même valeur au coefficient de la variable GAP pour toutes les unités transversales ne modifie pas sensiblement la valeur estimée des coefficients des autres variables explicatives. Des résultats similaires ont en effet été obtenus avec une autre équation, où les coefficients de cette variable d'écart différaient selon les pays.

8. Le fait d'utiliser une mesure différente de la variable GAP fondée sur la production potentielle (voir Giorno et *al.*, (1995) n'a pas affecté de manière significative les estimations des coefficients des autres variables explicatives.

9. Calmfors et Lang (1995) proposent un cadre analytique pour l'étude des effets macroéconomiques des programmes actifs:

10. Heylen (1993) montre qu'un accroissement des dépenses consacrées, par chômeur, aux programmes actifs du marché du travail (de même qu'un relèvement de la part de ces derniers dans les dépenses totales) tend à rehausser la sensibilité des salaires aux fluctuations du chômage déclaré.

11. Une approche similaire est également utilisée par Zetterberg (1993), qui retient la part des mesures actives dans le total des dépenses consacrées au marché du travail, de même que par Heylen (1991), qui utilise les dépenses (exprimées en dollars sur la base des parités de pouvoir d'achat) consacrées' par chômeur, aux mesures actives.

12. Ce qui est le cas si les programmes actifs sont plus efficaces lorsque le chômage est important que lorsqu'il est faible, le risque d'amélioration du rapport de forces des travailleurs intégrés dans les négociations salariales s'en trauvant amenuisé et les possibilités d'adéquation de l'offre et de la demande en étant multipliées (Calmfors, 1994).

13. Si l'accroissement des dépenses consacrées aux mesures actives n'est pas proportionnel à celui du chômage, ce qui est souvent le cas, l'utilisation d'un indicateur unitaire introduit un biais de simultanéité qui tend à surestimer t'incidence des PAMT sur le chômage. Il semble toutefois qu'aucun autre indicateur des politiques actives ne permette de régler ce probleme de façon satisfaisante. Si on utilise, par exemple, le rapport entre le total des dépenses consacrées aux FAMT et la population active (ou la masse salariale), comme dans l'étude de l'OCDE (1993), on risque également d'introduire un biais de simultanéité, mais dans le sens opposé, les dépenses totales augmentant ***effectivement*** – bien que moins que proportionnellement – lorsque le chômage s'accroît. Une autre solution consisterait à recourir à des variables instrumentales, mais il est généralement malaisé de trouver de telles variables adaptées à ALMPU. On a tenté d'utiliser comme variable instrumentale de ALMPU le total des dépenses publiques, mais l'idée n'a pas été poussée plus avant compte tenu du pouvoir explicatif très limité de cette variable pour rendre compte des variations de ALMPU. Voir également Jackman (1995), ou Calmfors et Skedinger (1995).

14. Sur la période comprise entre le milieu des années 80 et 1993, la corrélation entre le taux d'inscription à des programmes actifs et le taux de chômage est positive pour la France (0.76), le Canada (0.75), l'Australie (0.66), le Danemark (0.93), l'Irlande (0.73) et la Suède (0.98), et n'est négative que pour l'Allemagne (–0.70) et pour les Pays-Bas (–0.18).

15. Pour ce qui est des études macroéconomiques, on citera celles de Bean (1989), Layard *et al.* (1991), et Layard et Nickell (1992), qui mettent en évidence une corrélation positive entre le chômage, d'une part, et le taux de compensation des prestations de chômage (Bean) et la durée des prestations (Layard et Nickell; Layard *et al.*), d'autre part. Pour ce qui est des études microéconomiques, nombreuses sont celles qui démontrent avant tout l'effet important des prestations sur la durée du chômage; certains des

ouvrages de référence les plus récents sont cités dans l'étude de l'OCDE (1994*b*, chapitre *8).* Un tour d'horizon assez complet est également fourni par Pedersen et Westergård-Nielsen (1993).

16. Tout système d'indemnisation du chômage compte au moins quatre caractéristiques essentielles susceptibles d'influer sur le niveau global du chômage et sur sa composition structurelle : *i)* le taux de compensation des prestations d'«assurance» (s'il en existe) et d'aide sociale; *ii)* la durée maximale de ces deux types de prestations; *iii)* les liens entre les prestations de chômage et les autres systèmes de garantie de revenu; et enfin *iv)* les conditions d'ouverture des droits et les procédures de vérification. Ainsi, Layard *et* al. (1991) montrent-ils que la baisse du chômage observée au Royaume-Uni après *1986* pourrait être imputable en partie au durcissement, la même année, des conditions d'ouverture des droits à prestations (voir le chapitre I). De même Abbring *et al. (1995)* constatent qu'aux Pays-Bas, le rythme de transition du chômage à l'emploi a été grandement accéléré par l'imposition de sanctions, réduction des prestations par exemple, visant à obliger les bénéficiaires à respecter certaines règles en matière de recherche d'un emploi.

17. Cet indice prévoit trois cas pour la situation de famille – célibataire, marié avec un conjoint qui travaille et marié avec un conjoint qui ne travaille pas. Il n'est toutefois pas tenu compte de la présence ou de l'absence d'enfants, ni d'éventuelles allocations de logement.

18. Si on a défini ainsi l'indice (UB3) utilisé dans l'équation du chômage des jeunes, c'est parce que la durée des prestations d'assurance-chômage est souvent liée à celle de la période antérieure de travail; or, de nombreux jeunes chômeurs n'ont pas travaillé assez longtemps pour pouvoir prétendre bénéficier de prestations d'une durée maximale.

19. A titre d'exemple, on citera les règles concernant les licenciements abusifs, les licenciements économiques, les indemnités de licenciement, le préavis minimum et l'autorisation administrative de licenciement en l'absence de faute.

20. Comme le soulignent Grubb et Welles (1993), les résultats de ce genre d'enquête sont toujours fonction du libellé exact des *questions* et des méthodes d'enquête employées. Se reporter à la section IV de leur étude, au sont fournis plusieurs exemples de cas où une opinion différente a été donnée de la rigueur des réglementations en l'absence de toute modification de ces dernières.

21. Voir, notamment, Tyrväinen (*1995)* pour des simulations économétriques des effets d'un relèvement des impôts sur la base de diverses hypothèses concernant le degré de concurrence du marché du travail.

22. L'hypothèse de la courbe *en* cloche suscite néanmoins aussi des critiques. Soskice (1990), en particulier, fait valoir que Calmfors et Driffill considèrent à tort le Japon et la Suisse comme des pays à systèmes décentralisés compte tenu du rôle que jouent dans ces pays les organisations et réseaux d'employeurs, dont la coordination fait la puissance. Soskice – dont l'étude ne porte que sur 11 pays – démontre que, dès lors que ces pays sont reclassés dans les pays à systèmes centralisés, le chômage devient une fonction monotone décroissante de la centralisation.

23. Dans une étude comparative Rowthorn, (1992) confirme l'existence d'une relation en cloche entre centralisation et chômage pour les années 80 mais pas pour les années 70. Voir également Calmfors (1993) pour un tour d'horizon récent des études réalisées sur te point.

24. Il n'est pas tenu compte du taux de couverture conventionnelle (nombre de travailleurs couverts par les dispositions des conventions collectives) car, d'une part, on manque de données sur ce point pour les années 70 et, d'autre part, celui-ci présente une forte corrélation avec l'indice de centralisation. En fair, l'observation montre que le taux de couverture conventionnelle est souvent plus faible dans les pays caractérisés par un système de négociations monopatronaies que dans ceux où les accords salariaux sont conclus au niveau de la branche ou de l'ensemble de l'économie. Voir OCDE (1994*a*), chapitre 5.

25. Si on a choisi de retenir le taux d'intérêt réel mondial et non les taux nationaux, c'est aussi parce qu'il est difficile d'expliquer le niveau très faible (voire négatif) des taux d'intérêt observés dans les années 70 dans certains pays de l'OCDE sans faire référence aux distorsions que connaissaient à cette époque les marchés des capitaux de ces pays.

26. Voir, par exemple, Bruno et Sachs (1985) et Layard et Nickell (1986).

27. Ces 17 pays sont les suivants : États-Unis, Japon, Allemagne occidentale, France, Italie, Royaume-Uni, Canada, Australie, Belgique, Danemark, Finlande, Irlande, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Espagne et Suède. Dans les équations relatives au chômage des jeunes, sont exclus de l'échantillon la Belgique et le Danemark, pour lesquels on ne disposait d'aucune donnée.

28. Si des éléments spécifiquement nationaux interviennent, les estimations obtenues au moyen des MCO sont biaisées et il est impossible de déterminer *a priori* le sen5 du biais,

29. Les modèles à erreurs composés reposent sur l'hypothèse que les effets découlant des variables omises reflètent des différences individuelles invariables dans le temps. Ces effets sont regardés comme des variables aléatoires, au même titre que. les autres composantes du terme représentatif des écarts aléatoires (v_{it}). Dans ces conditions, le terme général représentatif des erreurs peut s'écrire de la manière suivante :

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$$

Les modèles à erreurs composés fournissent des estimateurs sans biais et efficients (en ce qui concerne les effets fixes) sous réserve que les éléments inobservables des composantes de μ_i ne soient pas corrélés aux régresseurs observables pris en compte dans le modèle. Dans le test de Hausman (1978), l'hypothèse nulle veut que $E(\mu i/ Xi, Zi) = 0$, et elle est testée contre l'hypothèse que $E(\mu_i / Xi, Zi) \neq 0$. Si l'hypothèse nulle est vérifiée, le test de Hausman suit une distribution asymptotique centrée du χ^2 à P degrés de liberté, P étant le nombre de régresseurs susceptibles de varier au fil du temps. Hausman note que si Ho est admise, les estimateurs des MCG correspondent aux limites inférieures de Cramer-Rao, mais que si c'est H1 qui est vérifiée, ils sont incohérents et il faut alors recourir aux estimateurs à effets fixes. Voir également Arellano (1993) pour le traitement de la corrélation entre les effets inobservables et les variables explicatives.

30. Pour de plus amples informations concernant les statistiques utilisées et leurs sources, se reporter à l'annexe **A.**

31. Comme le résultat du test n'était pas trop éloigné de la limite de 1 pour cent, on a quand même appliqué les MCGF car la méthode de remplacement, qui aurait imposé le recours à des variables indicatrices nationales ou à des estimateurs *de groupe* n'aurait pas permis d'estimer les coefficients des variables explicatives invariables dans le temps. Comme des erreurs de spécification ne sont pas à exclure (même si le risque est en l'occurrence limité), la prudence est cependant de rigueur pour l'interprétation de ces résultats.

32. L'équation 2 du tableau 1 s'écrit u = –0.05 ALMPU + autres variables explicatives, ou u = –0.23 ALMPU + autres variables explicatives si la Suède est exclue de l'échantillon. La variable ALMPU est, elle, donnée par la formule (Ep*p)/(u*y), où Ep = dépenses par participant, p = nombre de participants rapporté à la population active (en pourcentage), u = taux de chômage (en pourcentage), et y = PIB par habitant. Si u = 8, ALMPU = 22 pour cent (ou 13 pour cent si l'on exclut la Suède) et, à supposer que p = 3, les dépenses par participant exprimées en pourcentage du PIB par habitant, Ep/y, = 58 pour cent (34 pour cent si on exclut la Suéde). Si on suppose en outre que tous les participants aux PAMT appartiennent à la population active, le calcul différentiel implicite donne du/dp ≅ 0.45 (1.48 si on exclut la Suéde). Dans l'hypothèse où la population active reste constante, si on note *n* le taux d'emploi *normal* (n = 100 – u – p), on a dn/dp = d(100 – u – p)/dp ≅ 0.55 (0.48 *si* on exclut la Suède). Voir également Calmfors (1994) pour des calculs similaires fondés sur les résultats de Layard et *al.* (1991) et de Zetterberg (1993).

33. Le chapitre 6 de *l'étude sur* l'emploi (tableau 6.9), de même qu'une étude de caractère plus qualitatif réalisée par la Commission des CE, confirment également l'existence d'une corrélation négative entre le taux d'emploi et divers indices de la « rigueur)) de la législation en matière de protection de l'emploi. De la seconde étude, il ressort que, dans les pays où les dispositions de protection de l'emploi sont relativement strictes (l'Italie ou l'Espagne, par exemple), plus de la moitié des entreprises interrogées disent que si elles n'embauchent pas davantage, c'est en raison, notamment, du coût des recrutements et des licenciements. Voir EC *Ad Hoc* Survey : Commission of European Communities, European Economy, n° 47, March 1991.

34. Les résultats obtenus dans le cas du chômage de longue durée confirment les conclusions qui ressortaient d'études antérieures réalisées par Heylen (1991) et par l'OCDE (1993, chapitre 3).

35. Des conclusions similaires se dégagent des travaux de Layard et Nickell (1992) et de Layard *et al.* (1991).

36. Compte tenu de la valeur estimée des coefficients, il semble que le point culminant se situe à 12, valeur que prend l'indice CLWB pour le Royaume-Uni. En Italie, au japon, aux États-Unis et au Canada, qui possèdent des systèmes plus décentralisés, le chômage est plus faible, de même que dans les autres pays, dont le systeme est au contraire plus centralisé.

37. Il **n'a** pas été tenu compte de ALMPU, variable pour laquelle on **ne** disposait d'aucune donnée partant sur **les** années 70 et la première partie des années 80.

38. Il convient cependant de souligner que, dans les équations [11] et [12], le taux d'intérêt réel, qui était très faible dans **les** années 70 et nettement plus élevé dans **les** années 80, époque où le chômage structurel avait lui aussi augmenté, risque de concentrer les effets de la dérive temporelle. Par conséquent, **il** se pourrait que la relation positive **mire** en évidence entre les taux d'intérêt et le chômage soit trompeuse **et** reflète simplement un changement de régime résultant d'autres facteurs non pris en compte tels que la croissance de la productivité.

39. L'effet des éléments spécifiquement nationaux (μ_i) peut se définir comme suit :

$$\hat{\mu}_i = \left(\frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\varepsilon^2} \right) j'_T \, (y_i - X'_i \, \hat{\beta} - Z'_i \, \hat{\gamma})$$

où $j'_T = (1, 1, \ldots 1)$; σ_μ^2 est la variance de μ, et $\sigma_\varepsilon^2 = T\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$; μ représente l'élément spécifiquement national aléatoire et v est, comme d'habitude, le terme représentatif des erreurs.

40. U n a procédé à une simulation de l'équation [11] sur l'ensemble de la période considérée, en attribuant successivement à chaque variable sa valeur effective tandis que les autres étaient maintenues constantes. Pour chaque pays, la valeur initiale du taux de chômage en 1970 a été fixée au niveau du taux d'équilibre à long terme à l'état stationnaire, tel qu'il ressortait des paramètres de l'équation [11] et de la valeur **observée** des variables exogènes en 1970.

Annexe A

DESCRIPTION DES VARIABLES

On trouvera dans le tableau A.1 des statistiques descriptives des variables utilisées dans le présent article. Ci-après quelques informations sur les méthodes de calcul employées et les sources des données relatives aux différentes variables.

Tableau A.1. **caractéristiques des données annuelles relatives aux divers pays de l'OCDE**

Variable	(valeur moyenne pour la période 1983-1993)				(valeur moyenne pour la période 1970-1993)			
	Moyenne	kart-type	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
UNST	8.4	4.8	1.46	22.40	6.0	4.07	0.03	22.39
NER	35 60	9.92	18.25	56.5				
YUR	16.55	10.43	3.20	43.80				
LTU	3.50	3.24	0.08	12.52				
ALMPU	2200	26.46	5.13	107.29				
UB	31.45	15.01	0.75	60.91	31.10	6.20	0.77	69.60
U32	19.00	13.00	0.00	47.00				
UB3	55.00	24.00	2.30	93.00				
EPL	7.14	4.45	0.36	14.25	7.14	4.45	0.36	14.25
UDENS	38.23	20.82	8.24	83.36	43.53	7.73	8.24	83.36
ECOOR	1.81	0.86	1.00	3.00	1.81	0.86	1.00	3.00
UCOOR	1 .90	0.73	1.00	3.00	1.90	0.73	1.00	3.00
COOR	3.71	1.52	2.00	6.00	3.71	1.52	2.00	6.00
CLWB	10.14	4.74	2.00	17.00	10.14	4.74	2.00	7.00
CAP	-0.0	2.10	-4.88	7.07	0.13	2.00	-6.23	7.07
TWEDGE	41.05	10.72	16.32	59.07				
COMP	5.64	2.83	1.37	14.27	5.30	2.66	1.22	2.74
TRESTR	0.94	0.35	0.37	1 .62				
ENTER	0.45	0.25	*0.09*	1.07				
IRL	5.11	0.87	3.43	6.76	3.10	2.59	-0.76	6.76
TERMS	5 25	2.63	1.32	11.84	5.29	2.65	1.22	12.74

Source . se reporter au texte de l'annexe A

UNST = Pour tous les pays à l'exception du Danemark, ies taux de chômage standardisés sont tirés des enquêtes sur la population active. Pour le Danemark, comme on ne disposait pas de données d'enquête pour les années 70, les chiffres renvoient au chômage déclaré et proviennent des *Perspectives économiques de l'OCDE* (divers numéros). il a été procédé à des ajustements afin de réduire le nombre de ruptures dans les séries relatives aux différents pays.

Source : OCDE, Direction de l'éducation, de l'emploi, du travail et des affaires sociales (DEELSA).

YUR = Taux de chômage des jeunes, c'est-Mire des personnes relevant de la tranche d'âge 15/16 à 24 ans. Données provenant des enquêtes de population active.

Source : OCDE-DEELSA.

LTU = Taux de chômage de Iongue durée, c'est-à-dire nombre de personnes au chômage depuis plus de 12 mois rapporté à la population active. Données provenant des enquêtes de population active.

Source : OCDE-DEELSA.

NER = Taux de non-emploi, c'est-&dire fraction de la population active qui est soit inactive soit au chômage.

Source : OCDE-DEELSA

GAP = Écart entre production tendancielle et production effective

$$GAP = \left(\frac{Ao}{To} - 1 \right) * 100$$

où

Ao = production effective; voir base de données analytique de l'OCDE;

To = production tendancielle telle qu'elle ressort d'un lissage du PIB au moyen d'un filtre de Hodrick-Prescott où λ prend la valeur 25 pour la plupart des pays; voir Giorno *et* al. (1995) pour de plus amples informations.

Source : Base de données analytique de l'OCDE.

ALMDU = Rapport (en pour cent) entre les dépenses consacrées, par chômeur, aux programmes actifs du marché du travail et le PIB par habitant :

$$ALMPU = \frac{\frac{ALMPex}{U}}{\frac{GDP}{Pop}}$$

où :

ALMPex = dépenses consacrées aux programmes actifs du marché du travail (voir OCDE, *Perspectives de l'emploi – 1993,* annexe 2.B, pour de plus amples informations);

Pop = population d'âge actif;

U = chômage déclaré total.

Source : OCDE, *Perspectives de l'emploi,* divers numéros, et banque de données analytique de l'OCDE.

UB = Moyenne des taux de Compensation des prestations de chômage pour deux niveaux de revenu, trois situations de famille et trois catégories de durée du chômage La base de données de l'OCDE ne contient d'informations sur les taux de compensation que pour les années impaires. Les chiffres relatifs aux années paires ont été obtenus par interpolation linéaire. Les taux de compensation après impôt ont été dérivés de *l'étude de l'OCDE sur l'emploi* (annexe 8.B) par interpolation des ratios (taux nets/bruts) pour 1971, 1981 et 1991. Les taux de compensation après impôt pour 1992 et 1993 ont été calculés sur la base des ratios de 1991 (taux nets/bruts).

Source : OCDE, base de données sur les droits à prestations de chômage et les taux de compensation des prestations de chômage et *L'étude de l'OCDE sur l'emploi,* annexe 8.B.

UB2 = Même définition que UB mais incorpore uniquement les taux de compensation pour des durées de chômage supérieures à un an.

UB3 = Même définition que UB mais incorpore uniquement les taux de compensation de la première année de chômage.

EPL = indice de «rigueur» de la législation en matière de protection de l'emploi. L'indice, qui renvoie à l'année 1989, est fondé sur la moyenne de deux classements, l'un pour les contrats normaux et l'autre pour les contrats à durée déterminée.

Source : OCDE (1994), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi*, tableau 6.7, deuxième colonne.

ECOOR = Degré de coordination entre entreprises dans le processus de négociation collective, La valeur de cet indice oscille entre 1 et 3, ce dernier chiffre correspondant, comme pour **UCOOR**, au degré maximum de coordination.

Source : Layard *et al.* (1991), chapitre 1.

UCOOR = Degré de coordination entre syndicats dans le processus de négociation collective. il varie également sur une échelle de 1 à 3.

Source : voir **ECOOR**.

COOR = ECOOR + UCOOR.

CLWB = Classement du degré de centralisation des négociations. Plus la position dans ce Classement est basse, plus le degré de centralisation est important.

Source : Calmfors et Drifill (1988), tableau 11.

UDENS = Pourcentage de travailleurs affiliés à un syndicat. On dispose de chiffres pour les années 1970, 1980 et 1990 (voir la note au tableau 5.7 de *Perspectives de l'emploi* – 1994 de l'OCDE pour des informations plus détaillées par pays). Les chiffres relatifs aux années manquantes ont été obtenus par interpolation linéaire.

Source : OCDE, *Perspectives de l'emploi* – 1994, chapitre 5, Paris.

TWEDEE = Rapport entre, d'une part, les cotisation patronales de sécurité sociale, les cotisations de sécurité sociale à la charge des salariés, l'impôt sur le revenu des personnes physiques et les taxes à la consommation normalement dues sur la totalité du revenu après impôt et, d'autre part, les rémunérations brutes majorées des cotisation: patronales de sécurité sociale.

Source : OCDE (1995), La situation des ouvriers au regard de l'impôt et des transferts sociaux, Paris; Tyrväinen (1996).

COMP = indice d'ouverture à la concurrence étrangère :

$COMP = Xi + (1 - Xi)\,MP$

où :

Xi = indice de l'intensité d'expurtation (part des exportations dans le PIB);

MP = indice de la pénétration des importations (rapport des importations à la consommation apparente, c'est-à-dire à la production intérieure majorée des importations et diminuée des exportations).

Source . OCDE (1995), base de données analytique de l'OCDE

TRESTR = Indice de l'ampleur des restrictions commerciales; sa valeur est fournie au tableau B.1 de l'annexe B.

INTER = (COMP * TRESTR)/100.

IRL = Moyenne, pondérée par le PIB, des taux d'intérêt réels à long terme. Ceux-ci sont donnés par la différence entre les taux d'intérêt nominaux à long terme et l'inflation anticipée. Pour les taux d'intérêt à long terme on a retenu le rendement d'obligations de référence du secteur public portant une échéance d'environ 10 ans. L'inflation attendue a été obtenue par application d'un filtre de Hodrick-Prescott à la composante à basse fréquence du pourcentage de variation annuelle de l'indice des prix du PIB. Dans ce filtre, la valeur attribuée à lambda est égale à 1 600.

Source : Base de données analytique de l'OCDE.

TERMS = Termes de l'échange pondérés. Les termes de l'échange sont donnés par le rapport entre la valeur unitaire des exportations et celle des importations; les données ont été multipliées par la valeur moyenne de COMP (sur la période 1970-1993).

Source : Base de données analytique de l'OCDE

Annexe B

INDICATEURS DE L'AMPLEUR DES RESTRICTIONS COMMERCIALES

L'OCDE a récemment établi plusieurs indicateurs synthétiques destinés à rendre compte du niveau, de la structure et de l'étendue des droits de douane et des barrières non tarifaires aux échanges (BNT) L'indice de l'ampleur des restrictions commerciales (TRESTR)utilisé dans le présent article repose sur trois indicateurs.

Afin de rendre compte des principales caractéristiques des barèmes douaniers nationaux, on a retenu .

- la moyenne simple des droits *ad valorem* appliqués au titre de la nation la plus favorisée (NPF),
- l'écart-type de l'ensemble des postes tarifaires

Et pour rendre compte de l'incidence des BNT, on a retenu :

- le taux de fréquence global des « principales » BNT.

La moyenne simple des droits NPF indique le niveau moyen de protection accorde à certaines catégories particulières de produits nationaux ; elle fournit donc des informations sur les effets de distorsion potentiels du point de vue de la répartition des ressources intérieures, notamment entre les secteurs producteurs de biens entrant dans les échanges internationaux et ceux producteurs de biens non échangeables. Pour sa part, la *dispersion* des droits de douane entre produits et à l'intérieur de catégories spécifiques de produits donne des renseignements supplémentaires sur les effets de distorsion potentiels du point de vue de l'efficience économique].Pour un niveau moyen donné des droits de douane, plus la disparité, entre produits et surtout à l'intérieur de groupes de produits (similaires et donc aisément substituables), est importante, plus forte est la probabilité de mauvaise allocation des ressources du fait des distorsions induites dans les décisions des consommateurs et des producteurs.

Le taux de fréquence des « principales » BNT renvoie à la proportion de postes tarifaires affectés par ce type particulier de BNT[2]. Il témoigne donc de */'existence* de BNT mais sans fournir aucune indication sur l'ampleur des restrictions qui en découlent ni sur leurs retombées pour les prix et pour l'efficience économique. Cet

indicateur permet néanmoins d'obtenir certaines informations sur la structure des BNT appliquées dans les pays de l'OCDE et de mettre en évidence les secteurs où celles-ci sont le plus courantes.

L'INDICE SYNTHÉTIQUE

Les colonnes 1 à 3 du tableau B 1 récapitulent, pour 1988, le niveau moyen des droits de douane et leur dispersion ainsi que la fréquence des BNT dans les différents pays. Ces chiffres moyens ont été établis à partir de données sectorielles dans lesquelles étaient distinguées 36 industries manufacturières (ventilées selon la CITI) et l'agriculture[3].

Tableau B 1. **Indicateurs synthétiques de l'incidence des droits de douane et des barrières non tarifaires dans certains pays de l'OCDE**

	1	2	3	4	5	6	7
	Droit de douane au titre de la nation la plus favorisée		Principales barrières non tarifaires	Moyenne pondérée[1]			
				Droit de douane au titre de la nation la plus favorisée		Principales barrières non tarifaires	indice synthétique (%)[2]
	Moyenne	Écart-type	Fréquence	Moyenne	&art-type	Fréquence	
États-Unis	6.6	9.2	25.5	1.0	0.8	14.5	94 6
Japon	6.9	8.8	14.7	1.6	0.7	3.2	57 3
Allemagne	7.5	6.1	25.4	2.8	0.8	16.1	125 7
France	7.5	6.1	25.4	1.9	0.6	16.1	107 8
Italie	7.5	6.1	25.4	2.1	0.6	16.9	1132
Royaume-Uni	7.5	6.1	25.4	1.9	0.6	15.9	105 1
Canada	9.1	8.8	8.9	1.7	0.6	5.5	62 4
Belgique	7.5	6.1	25.4	1.7	0.5	16 2	101 8
Danemark	7.5	6.1	25.4	1.6	0.6	15.9	100 2
Finlande	7.7	10.1	10.3	1.4	0.4	6.8	56 0
Irlande	7.5	6.1	25.4	3.6	1.3	18 5	161 6
Pays-Bas	7.5	6.1	25.4	2.2	0.8	15.9	1156
Norvège	5.7	6.8	8.7	0.7	0.2	5.6	36 8
Portugal	7.5	6.1	25.4	2.9	0.8	18.9	137 3
Espagne	7.5	6.1	25.4	2.7	0.9	17.2	131 0
Suède	4.7	4.8	20.6	0.7	0.2	12.4	62 0
Australie	11.0	10.1	15.9	2.1	0.6	9.5	83 5

1 Moyenne des droits de douane et BNT sectoriels pondérée par la part de chaque secteur dans la valeur ajoutée

2 Moyenne pondérée des valeurs normalisées fournies dans les colonnes 4 à 6, sachant que la pondération affectée à la moyenne des droits NPF comme à leur écart-type est de 0 5 et celle attribuée aux BNT est de 1 Pour la normalisation des chiffres. on a fixé égale à 100 la moyenne internationale

Source Se reporter au texte de l'annexe B

Sans doute la moyenne simple des droits de douane et des BNT n'est-elle pas un indicateur très précis dans la mesure où l'importance relative des divers secteurs où sont appliqués des droits de douane et des BNT diffère grandement d'un pays de l'OCDE à l'autre. Afin de donner une idée du niveau global de protection découlant des droits de douane et des BNT, les colonnes 4 à 6 du tableau B.1 fournissent le niveau moyen des droits de douane et des BNT *pondéré* par la part de chaque secteur dans la valeur ajoutée[4]. Malgré l'existence, au sein de l'UE, d'une politique commerciale commune, les moyennes pondérées obtenues pour les différents pays de l'UE ne sont pas identiques car chaque économie nationale a une structure sectorielle qui lui est propre.

La dernière étape du calcul a consisté à dériver de la moyenne pondérée des droits de douane et des BNT un indice synthétique susceptible de rendre compte de l'ensemble des effets de distorsion de la politique commerciale. Les valeurs obtenues pour cet indice synthétique sont présentées dans la colonne 7 du tableau B.1 ; elles correspondent à une moyenne pondérée des valeurs normalisées fournies dans les colonnes 4 à 6. Comme il est manifestement difficile d'évaluer a *priori* l'importance relative des effets des droits de douane et des BNT sur les prix et sur l'efficience économique, nous avons choisi de leur assigner une importance égale (en retenant un coefficient de pondération unitaire pour les uns comme pour les autres) Dans le cas des droits de douane, nous avons cependant fait intervenir aussi bien leur niveau que leur dispersion (en affectant à chacun de ces indicateurs un coefficient de pondération égal à 0.5).

NOTES

1. Il convient de souligner que l'application d'un droit nominal uniforme (ou d'une BNT uniforme) ne minimise le coût social de la protection que si l'élasticité de la demande d'importations est la même pour tous les produits, si les consommations intermédiaires sont inexistantes et si les effets croisés sur les prix sont négligeables.
2. Voir OCDE (1996) pour plus de précisions concernant la définition des « principales » BNT.
3. Pour estimer des droits de douane et des BNT pondérés par la valeur ajoutée, il a fallu : *i)* établir des concordances entre les rubriques du Système harmonisé, renvoyant aux produits, en fonction duquel les données étaient au départ ventilées, et les codes CITI fondés sur les secteurs de production; *ii)* porter les résultats obtenus au niveau des 36 industries manufacturières pour lesquelles il existe des données détaillées dans la base de données STAN de l'OCDE et de l'agriculture; et *iii)* calculer les pondérations fondées sur la valeur ajoutée à appliquer à ces 36 + 1 secteurs.
4. La pondération par la valeur ajoutée évite le biais négatif inhérent à toute pondération par les importations; il peut toutefois en résulter une surreprésentation des secteurs les plus protégés. Voir OCDE (1996).

Annexe C

ANALYSE DE SENSIBILITÉ

POINTS ABERRANTS ET DONNÉES AFFECTANT LES RÉSULTATS

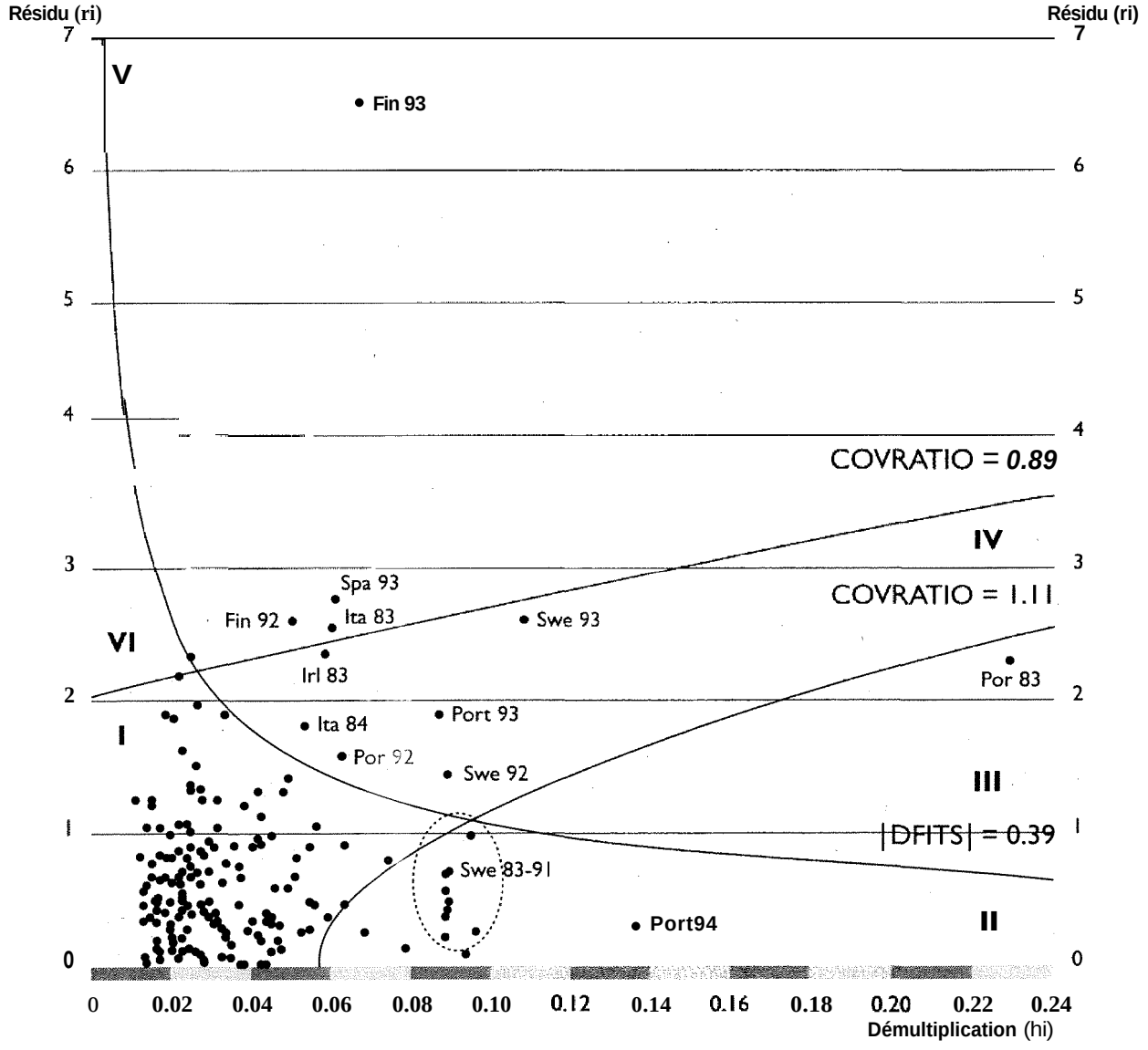
Dans toute analyse économétrique – et plus particulièrement dans celles qui reposent sur des séries chronologiques transversales courtes – il est Fondamental de repérer les données qui semblent avoir une influence disproportionnée sur les résultats des estimations. La présente section de l'annexe C a pour objet de mettre en évidence les données de ce type et d'en apprécier l'incidence pour la valeur estimée des paramètres. Comme l'indique Fiebig (1987), il convient d'établir une distinction entre les points aberrants et les données affectant les résultats Les premiers renvoient aux observations qui semblent incompatibles avec les autres chiffres de la série et qu'on repère généralement à la taille du résidu normalisé Les secondes sont des observations qui modifient sensiblement les conclusions qu'on peut tirer d'une série de données].On a eu recours à deux indicateurs pour mettre en évidence les points aberrants et les observations affectant les résultats (voir Belsley et *al.*, 1980; Fiebig, 1987).

- Pour repérer les points aberrants, on s'est fondé sur les *résidus ramenés* à *une loi de Student* (r_i) A cet effet, on a considéré un modèle de détermination des points aberrants par rapport à la dérive moyenne dans lequel l'équation de référence comporte en plus des variables normalement prises en compte une variable indicatrice, d,, dont le *ième* élément est égal à l'unité et tous les autres sont nuls. Le résidu ramené à une loi de Student, r_i, est donné par le t de la variable indicatrice, la présence d'éventuels points aberrants étant signalée par une valeur de ce t supérieure à 2.

- Pour repérer les données affectant les résultats, on a utilisé les points *de démultiplication* (h_i), tels qu'ils ressortent des éléments figurant sur la diagonale de la matrice des projections par les moindres carrés, encore appelée « hat matrix » Les points de démultiplication, h_i, indiquent la distance entre la ième observation et le centre de la série Belsley *et al* (1980) proposent de fixer à $2p/nobs$ la valeur seuil, p étant le nombre de variables explicatives et *nobs* le nombre total d'observations.

Le graphique C.1, qui prend comme référence l'équation 2 du tableau 1, indique la valeur de r_i et de h_i pour chaque observation, autrement dit le rapport démultiplication-résidu (Fiebig, 1987). Les valeurs obtenues pour les observations qui ne constituent ni des points aberrants ni des données affectant les résultats sont groupées autour de l'origine des axes tandis que les observations discordantes se caractérisent soit par un résidu important soit par une forte démultiplication, soit encore les deux. Afin de mieux isoler ces observations, on a surimposé sur les

Graphique C1. ***Rapport démultiplication-résidu***



Source : OCDE.

rapports démultiplication-résidu deux régressions diagnostiques, DFITS (en valeurs absolues) et COVRATIO, toutes deux fonction des r_i et des h_i. DFITS rend compte de l'influence d'une observation particulière sur la valeur prévue, ou ajustée, de la variable dépendante. Si la suppression d'une observation modifie sensiblement la valeur prévue (voir plus loin), cette observation mérite de retenir l'attention. COVRATIO est le rapport entre la matrice des covariances des coefficients estimés après suppression de la ième ligne et cette même matrice intégrant la totalité des données. Autrement dit, COVRATIO indique l'incidence de telle ou telle observation sur l'efficience de la procédure d'estimation. Si sa valeur est inférieure à l'unité, cela veut dire que l'observation en question réduit la puissance explicative du modèle et si elle est supérieure à l'unité, cela implique que l'observation correspondante améliore la puissance du modèle.

La valeur seuil retenue pour |DFITS| est égale à $2\sqrt{p/nobs}$ (soit 0.39 dans le cas présent), et celles retenues pour COVRATIO sont de $1 \pm 3p/nobs$ (soit 0.89 et 1.11 dans le cas présent) (voir Belsley *et al.*, 1980). Les frontières d'iso-influence délimitées par les courbes DFITS et COVRATIO dans le graphique C.1 permettent d'isoler six régions. La région I contient les points qui n'ont aucune influence ni au regard de DFITS ni à celui de COVRATIO. C'est la région où sont concentrées la majorité des observations. La région II englobe les points qui présentent une forte démultiplication mais un faible résidu. Ces observations améliorent l'efficience du modèle même s'ils risquent d'affecter sensiblement la valeur estimée de certains paramètres (voir plus loin). La région III regroupe les points qui présentent une forte démultiplication mais dont le résidu n'est pas excessif. La région IV comprend les points qui associent une forte démultiplication et un résidu important mais pour lesquels les deux effets tendent à se compenser au regard de COVRATIO. Ces observations méritent de retenir l'attention même si elles ne risquent pas de modifier sensiblement la valeur estimée des paramètres. La région V se compose des points affichant un résidu élevé et la région VI de ceux qui se caractérisent par un résidu élevé mais une faible démultiplication. Ces observations sont importantes du point de vue de COVRATIO mais non de celui de DFITS.

Le cadre étant ainsi défini, le graphique C.1 met en évidence 6 observations particulièrement susceptibles d'affecter les résultats, à savoir : Port83, Port84, Fin92, Fin93, Ita83 et Esp93. Les données relatives au Portugal pour 1983 se distinguent surtout par l'ampleur de leur résidu comme de leur effet de démultiplication ; celles concernant 1984 ont au contraire un résidu peu important mais un fort effet de démultiplication ; les données relatives à la Finlande pour 1993 affichent, pour leur part, un très grand résidu mais une faible démultiplication; et, enfin, les données relatives à la Finlande pour 1992, à l'Espagne pour 1993 et à l'Italie pour 1983 présentent toutes un résidu important mais n'ont pas une incidence particulièrement sur l'efficience de la procédure d'estimation. Par ailleurs, les données relatives à la Suède pour la période 1983 à 1991 sont toutes associées à une valeur

de COVRATIO supérieure au seuil. Par contre, ces observations présentent des résidus peu importants de sorte qu'elles ne modifient:pas sensiblement les résultats globaux des régressions.

Comme ce qui nous intéresse c'est l'influence de chacune de ces observations sur la valeur estimée des divers coefficients, on a regroupé dans le tableau C.1 plusieurs statistiques diagnostiques, dont DFBETAS qui rend compte de la variation de chaque coefficient suite à la suppression de chacune de ces observations.

Les données relatives à la Finlande pour la période 1992-93 ont une influence notable sur la plupart des coefficients. Cela s'explique par le très fort accroissement du taux de chômage, lequel a augmenté de 10 points de pourcentage au cours de ces deux années pour atteindre 17.7 pour cent. Les données portugaises affectent, elles aussi, la valeur estimée de certains coefficients, mais pour des raisons opposées à celles évoquées à propos de la Finlande. Au Portugal, le taux de chômage a en effet diminué au cours des années 80 pour revenir à un chiffre compris entre 5 et 6 pour cent, alors que les mécanismes du marché du travail et le cadre

Tableau **C.1. Résultats des régressions diagnostiques**

Observation	hi	|ri|	DFBETAS'					
			almpu	ub	epl	udens	coor	gap
Italie 1983	0.06	2.54*	0.12	0.112	–0.469*	–0.361*	0.307*	0.053
Finlande 1992	0.05	2.59*	–0.162*	0.14	0.056	0.151*	0.168*	–0.415*
Finlande 1993	0.07	6.51*	–0.401*	*0.264'*	0.12	0.316*	0.476*	–1.375*
Irlande 1983	0.06	2.34*	–0.014	–0.366*	–0.036	–0.416*	0.405*	0.054
Portugal 1983	0.229*	2.308*	–0.287*	–0.995*	0.305'	0.49"	0.048	0.266*
Portugal 1984	0.136*	0.297	–0.023	–0.085	0.033	0.035	0.003	–0.026
Espagne 1993	0.062	2.775*	0.095	0.327'	0.22*	–0.359*	–0.129	–0.336*
Suède 1983	0.095*	0.982	–0.282*	–0.013	0.026	0.057	0.032	0.084
Suède 1984	0.089*	0.233	–0.065	0.003	0.006	0.01	0.007	0.003
Suède 1985	0.09*	0.49	–0.136	0.015	0.013	0.023	0.012	0.01
Suède 1986	0.088*	0.701	–0.193*	0.006	0.015	0.023	0.024	0.012
Suède 1987	0.088'	0.564	–0.153*	–0.006	0.009	0.006	0.026	–0.014
Suède 1988	0.089*	0.435	–0.117	0.003	0.007	0.002	0.019	–0.02
Suède 1989	0.094*	0.09	–0.024	0.002	0.001	0.000	0.004	–0.008
Suède 1990	0.097*	0.254	0.067	–0.006	–0.003	0.003	–0.012	0.026
Suède 1991	0.089*	0.356	0.094	–0.005	–0.005	0.003	–0.016	0.013
Suède 1992	0.089*	1.436	0.382*	–0.045	–0.026	–0.008	–0.053	–0.048
Suède 1993	0.108*	2.605*	0.721*	–0.114	–0.063	–0.073	–0.071	–0.388*

Les estimations sont fondées sur l'équation 2 du tableau 1. Se reporter au texte pour de plus amples informations sur le calcul des différents indices.

* Valeur supérieure au seuil : $|ri| > 2.0$; $hi > 0.0749$ $(2p/nobs)$; $|DFBETAS| > 0.146$ $(2/\sqrt{(nobs)})$, où nobs = nombre d'observations et p = nombre de variables explicatives.

Source : Se reporter au texte de l'annexe C.

institutionnel sont restés relativement stables et que le chômage augmentait dans la plupart des autres pays européens On notera par ailleurs que les données suédoises, biens qu'elles n'affectent pas le degré général d'adéquation de l'équation, modifient la valeur estimée du coefficient de ALMPU, ce qui n'a rien d'étonnant compte tenu du fait que *ce* pays a consacré aux programmes actifs des dépenses quatre fois supérieures à la moyenne de fa zone de l'OCDE.

INTERACTIONS ENTRE VARIABLES EXPLICATIVES

Le tableau C.2 récapitule les variations des coefficients obtenus en excluant tour à tour une variable explicative. Ce genre d'exercice permet de déterminer si l'omission des autres régresseurs renforce fou atténue) l'incidence de chaque variable sur le chômage. D'une manière générale, il ressort du tableau que la non prise en compte d'un aspect du processus de négociation réduit l'importance des autres. Par ailleurs, la relation estimée entre EPL et le chômage est grandement affectée par la suppression des variables représentatives des prestations de chômage et du processus de négociation.

Les résultats présentés dans le tableau C.3 permettent de mieux cerner les interactions entre les différents éléments retenus pour caractériser le processus de négociation. Il repose sur deux équations · la première inclut l'indice de coordination et trois indicateurs destinés à rendre compte des interactions entre le taux de syndicalisation et les divers degrés de coordination; la seconde est identique à la première mais porte sur le degré de Centralisation. Dans cette dernière, la variable CLWB, qui fournissait un classement des pays, est remplacée par un indice plus simple distinguant simplement entre un degré de centralisation faible, intermédiaire et élevé (CORP1, CORP2 et CORP3, respectivement)[2]. Le degré de coordination semble jouer un grand rôle dans le processus de négociation, quel que soit le taux de syndicalisation. L'interaction entre le taux de syndicalisation et le degré de centralisation est en revanche plus complexe, comme le laissait déjà présupposer l'hypothèse de la courbe en cloche évoquée dans le corps du texte. Le chômage semble être systématiquement plus élevé Iorsque la négociation se déroule au niveau intermédiaire (c'est-à-dire de la branche). Un degré élevé de centralisation paraît contribuer à limiter Ies pressions favorisant la montée du chômage : au vu des coefficients estimés de CORP3 et des indicateurs d'interaction (INTER1 à INTER3), une forte centralisation a des effets négatifs sur le chômage, c'est-à-dire qu'elle tend à le réduire, tant que le taux de syndicalisation reste inférieur à 60 pour cent. Au-delà de ce seuil (qui n'est dépassé qu'au Danemark, en Finlande et en Suède), le rapport de forces favorable dont jouissent les travailleurs semble compenser les avantages induits par la centralisation Les systèmes décentralisés vont, eux aussi, de pair avec un niveau de chômage plus faible

Tableau C.2. **Variation des coefficients estimés en cas de modification de la spécification du modèle**[1]

Partie A

	Variables exclues :					
	ALMPU	ALMPU + UB	EPL	UDENÇ	COOR	COOR + UDENS
ALMPU			NC	NC	HC HS	HC HS
UB	NC		NC	NC	NC	LC LS
EPL	NC	LC LS		LC LS	LC LS	LC LS
UDENS	NC	LC LS	NC		LC LS	
COOR	HC	HC HS	HC LS	LC LS		
GAP	NC	NC	NC	NC	NC	NC

Partie B

	Variables exclues .					
	ALMPU	ALMPU + UB	EPL	UDENS	CLWB + CLWB2	CLWB + UDENS
ALMPU			LC LS	NC	HC HS	HC HS
UB	NC		NC	NC	NC	NC
EPL	NC	LC LS		LC LS	LC LS	LC LS
UDENÇ	NC	LC LS	NC		LC LS	
CLWB	NC	NC	NC	LC		
CLWB2	NC	NC	NC	LS		
GAP	NC	NC .	NC	NC	NC	NC

Tableau C.3. **Estimation des équations réduites du taux de chômage, 1983-1993**[1]

(Interactions entre le taux de syndicalisation et le degré de coordination
et entre le taux de syndicalisation et le degré de centralisation de la négociation collective)
Moindres carres quasi généralisés

Variable explicative	Équation numéro	
	1	2
ALMPU	−0.08**	−0.09**
	−2.06	*−2.02*
UB	**0.11*** **	**0.14*** **
	5.08	*6.09*
EPL	0.39*	**0.09**
	1.9	*0.49*
COOR2	−1.59	
	−0.49	
COOR3	−9.75*	
	−1.81	
INTER1	**0.16*** **	
	2.97	
INTER2	0.08***	
	2.74	
INTER3	**0.13***	
	1.95	
CORP2		**−4.12**
		−1.4
CORP3		**−8.37****
		−2.02
INTER4		**0.03**
		0.7
INTER5		0.15***
		4.79
INTER6		0.24**
		2.03
GAP	**−0.52*****	**−0.52*****
	−16.1	*−16.14*
R^2 corrige	0.95	0.95
Écart-type	0.92	0.91
Nb. d'observations	181	181
Nb. de pays	17	17

1. Le t est indiqué en italiques.
Les variables indicatrices se définissent comme suit : COOR2 = degré intermédiaire de coordination, COOR = 2. COOR3 = degré élevé de coordination, COOR = 3. CORP2 = degré intermédiaire de centralisation de la négociation collective. CORPS degré élevé de centralisation de la négociation collective. INTER1 = UDENS * COOR1. INTER2 = UDENS * COOR2. INTER3 = UDENS * COUR?. INTER4 = UDENS * CORP1. INTER5 = UDENS * CORP2. INTER6 = UDENS * CORP3.
Source : Annexe A.

NOTES

1. Il convient de souligner que les notions de point aberrant et de donnée affectant les résultats ne se recoupent pas : une observation peut très bien constituer un point aberrant sans pour autant affecter indûment les résultats, ou affecter les résultats même si son résidu standardisé est peu important.
2. Se fondant sur les éléments fournis par Calmfors et Driffil (1988) et dans les *Perspectives de l'emploi* – 1994 (tableau 5.1) de l'OCDE, on a classé comme suit les 17 pays de l'échantillon : faible degré de centralisation (CORP1) États-Unis, Japon, Italie, Royaume-Uni et Canada; degré de centralisation intermédiaire (CORP2) Allemagne, France, Belgique, Irlande, Pays-Bas, Espagne et Australie ; degré élevé de centralisation (CORP3) Danemark, Finlande, Norvège et Suède.

BIBLIOGRAPHIE

ABBRING, J.H, G.J. VAN DEN BERG et J.C VAN OURS (1995), « The effect of unemployment insurance sanctions on the transition rate from unemployment to employment », document non publié, janvier.

ALOGOSKOUFIS, G., C. BEAN, G. BERTOLA, D. COHEN, J. DOLADO et G. SAINT-PAUL (1995), « Unemployment : choices for Europe », CEPR, ***Monitoring European Integration,*** n° ***5.***

ANDERSON, T.W. et C. HSIAO (1981), « Estimation of dynamic models with error components », ***journal*** of ***American Statistical Association,*** vol. ***76.***

ARELLANO, M. (1993), « On the testing of correlated effects with panel data », ***Journal*** of ***Econornetrics,*** n° ***59.***

ATKINSON, A.B. et J. MICKLEWRIGHT (1991), « Unemployment compensation and labour market transitions : a critical review », *Journal* of ***Economic Literature,*** n° ***4,*** vol. XXIX, décembre.

BEAN, C. et J.S. SYMONS (1989), « Ten years of Mrs. T. », *NBER, **Macroeconomics** – **Annual 1989,*** MIT Press.

BEAN, C. (1994), « European unemployrnent : a survey », ***journal*** of ***Econornic Literature,*** n° 2, vol. XXXII, juin.

BELSLEY, D.A., E. KUH, et R.E. WELSCH (1980), ***Regression Diagnostics : Identifying Influential*** *Data and* ***Sources*** *of* ***Collinearity,*** New York, John Wiley & Sons.

BENTOLILA, S. et J.J. DOLADO (1994), « Labour flexibility and wages : lessons from Spain », ***Economic Policy,*** n° ***18,*** avril.

BERTOLA, G. (1990), « Job security, employment and wages », ***European Economic Review,*** n° ***34.***

BERTOLA, G. (1992), « Labour turnover costs and average labour demand », ***journal*** of *Labour* ***Economics,*** n° ***4.***

BLANCHARD, O. et N. KIYOTAKI (1987), « Monopolistic competition and the effects on aggregate demand », ***American Economic Review,*** vol. ***77.***

BLANCHARD, O. et J.F. JIMENO (1995), « Structural unemployment : Spain versus Portugal », ***Arnerican Economic Review,*** *Papers and* ***Proceedings,*** vol. ***85.***

BRUNO, M. et J. SACHS (1985), *Economics of* ***Worldwide Stagflation,*** Basil Blackwell, Oxford.

CALMFORS, L. (1993), ((Centralisation des négociations de salaires et performances macroéconomiques : une analyse», *Revue économique de l'OCDE*, n° 21, Paris.

CALMFORS, L. (1994), « Politiques actives du marché du travail et chômage. Cadre d'analyse des aspects cruciaux de la conception des mesures», *Revue économique de l'OCDE,* n° *22,* printemps.

CALMFORS, L. et J. DRIFFILL (1988), «Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance)), *Economic Policy*, n° *6*, avril.

CALMFORS, L. et H. LANG (1995), «Macroeconomic effects of active labour market programmes in a union wage-setting model», *The Econornic Journal*, mai.

CALMFORS, L. et R. NYMOEN (1990), «Real wage adjustment and employment policies in the Nordic countries», *Econornic Policy*, n° 11.

CALMFORS, L. et P. SKEDINGER (1995), «Does active labour market poliçy increase ernployment? Theoretical considerations and some empirical evidence from Sweden», *Oxford Review of Economic Policy,* n° 1.

CAMPBELL, J.Y. et P. PERRON (1991), « Pitfalls and opportunities : what macroeconomists should know about unît roots», NBER *Macroeconomics*.

ELMESKOV, J. et M. MACFARLAN (1993), « Persistance du chômage», *Revue économique de l'OCDE,* n° *21,* Paris.

EMERSON, M. (1988), « Regulation or deregulation of the labour market : policy regimes for the recruitment and dismissal of employees in the industrialised countries, *European Economic Review,* n° *32.*

FIEBIG, D.G. (1987), « Diagnostic checking in prattice : the case of outliers and influential data», Université de Sydney, Australie.

GEROSKI, P., P. GREGG et J. VAN REENEN (1996), « Imperfections du marché et emploi», *Revue économique de l'OCDE,* n° *26,* Paris.

GIORNO, C., P. RICHARDSON, D. ROSEVEARE et P. VAN DEN NOORD (1995), « Estimating potential output, output gaps and structural budget balances», *OCDE, Département des affaires économiques, document de travail,* n° **152.**

GRUBB, D. et W. WELLS (1993), « La réglementation de l'emploi et les formes de travail dans les pays de la CEE», *Revue économique de l'OCDE*, n° 21.

HAUSMAN, J.A. (1978), « Specification tests in econometrics», *Econometrica,* vol. **46,** n° 6.

HAUSMAN, J.A. et W.E. TAYLOR (1981), « Panel data with unobservable individual effects», *Econometrica*, vol. *49,* n° *6.*

HEILEN, F. (1991), « Long-term unemployment in the OECD countries – insiders, outsiders and labour market policy», document établi pour la Conférence de l'AELE à Madrid.

HEILEN, F. (1993), «Labour market structures, labour market policy and wage formation in the OECD», *Labour,* vol. *7.*

HOLMLUND, B. (1991), « Unemployment persistence and the insider-outsider forces in wage determination», *OCDE, Département des affaires économiques, document de travail,* n° *92.*

HONDA, Y, (1985), «Testing for error components model with non-normal disturbances», *Review of Economic Studies,* vol. LII.

HSIAO, C. (1986), *Analysis* of *Panel Data,* Cambridge University Press, Cambridge.

JACKMAN, R. (1995), «What can active labour market poliçy do?», Centre for Economic Performance, London School of Economics, Discussion Paper n° *226.*

JACKMAN, R., R. LAYARD et S. NICKELL (1996), «Structural aspects of OECD unemployment», document presenté à la Conférence de l'OCDE sur les ((interactions entre réforme structurelle, politiques macroéconomiques et performance économique», 18-19 janvier, Paris.

LAYARD, R. et S. NICKELL (1986), «Unemployment in Britain», *Economica,* vol. 53.

LAYARD, R., S. NICKELL, et R. JACKMAN (1991), *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market,* Oxford University Press, Oxford.

LAYARD, R. et S. NICKELL (1992), «Unemployment in the OECD countries», LSE, *Centre for Economic Performance, Discussion Paper* n° 81, juin.

LAZEAR, E. (1990), «Job security provisions and employment», *Quarterly Journal of Economics,* vol. CV.

LINDBECK, A. et D.J. SNOWER, (1986), «Wage-setting, unemployment and insider-outsider relations», *American Economic Review,* mai.

MANNING, A. (1991), «Productivity growth, wage setting and the equilibrium rate of unemployment», document présente a la Conférence du NBER sur le thème «Unemployment and Wage Determination», octobre.

MARTIN, J.P. (1996), «Indicateurs de taux de remplacement aux fins de comparaisons internationales», *Revue économique de l'OCDE,* n° 26.

MEYER, B.D. (1995), «Lessons from the U.S. unemployrnent insurance experiments», *journal of Economic Literature,* mars.

NICKELL, S. (1981), «Estimating dynamic models with fixed effects», *Econometrica,* vol. 49.

OCDE (1989), *Économies en transition. L'ajustement structurel dans les pays de l'OCDE,* Paris.

OCDE (1990), *Le marché du travail : quelles politiques pour les années 90* ?, Paris.

OCDE (1991), *Perspectives de l'emploi,* Paris.

OCDE (1993), *Perspectives de l'emploi,* Paris.

OCDE (1994*a*), *Perspectives de l'emploi,* Paris.

OCDE (1994*b*), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi,* Paris.

OCDE (1995*a*), *La base de données STAN de l'OCDE pour l'analyse de l'industrie,* Paris.

OCDE (1995*b*), *Industrie et technologie. Tableau de bord d'indicateurs,* Paris.

OCDE (1996), *Indicateurs des barrières tarifaires dans les pays de l'OCDE,* à paraître, Paris.

PEDERSEN, P.J. et N. WESTERGÅRD-NIELSEN (1993), ((Chômage : ce que montrent les données individuelles longitudinales», *Revue économique de l'OCDE,* n° 20.

PHELPS, E.S. (1992), « Consumer demand and equilibrium unemployrnent in a working model of the customer-market incentive-wage economy », The *Quarterly journal* of *Economics*, août.

PHELPS, E.S. (1994), *Structural Slumps : A Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

PICHELMANN, K. et M. WAGNER (1986), « Labour surplus as a signal for real wage adjustment : Austria 1968-1984 », *Economica*, vol. 53.

ROWTHORN, R.E. (1992), « Centralisation, employment and wage dispersion », *The Economic Journal*, vol. 102.

SOSKICE, D. (1990), « Wage determination : the changing role of institutions in advanced industrialised countries », *Oxford Review of Economic Policy*, **vol.** 6, n° 4.

TARANTELLI, E. (1986), « The regulation of inflation and unemployment », *Industrial Relations*, n° *25*.

TYRVAINEN, T. (1995), « Wage determination in the long run : real wage resistance and unemployment : multivariate analysis of cointegrating relations in 10 OECD economies », *OECD jobs Study Working Papers*, à paraître.

ZETTERBERG, J. (1993), « Arbetslöshet, Arbesrnarknadspolitik Och Löneförhandlingssystern », dans *Politik mot Arbetslöshet, Betänkande av EFA*, SOU 1993:43, Stockholm.