

# LES DÉTERMINANTS DU CHÔMAGE DANS LES PAYS DE L'OCDE : UNE RÉÉVALUATION DU RÔLE DES POLITIQUES ET DES INSTITUTIONS

**Andrea Bassanini et Romain Duval**

## TABLE DES MATIÈRES

Introduction .....	8
Effets directs des politiques et des institutions sur le chômage : spécification de base .....	9
Modélisation : spécifications et données .....	10
Principaux résultats .....	12
Analyse de sensibilité .....	16
Interactions entre les politiques .....	19
Déterminants additionnels du chômage .....	27
Politique du logement et accession à la propriété .....	27
Salaire minimum .....	28
Politiques actives du marché du travail .....	30
Interactions entre institutions et chocs .....	36
Chocs non observés .....	37
Chocs observés .....	41
Dissocier les effets d'amplification des effets de persistance .....	43
Conclusions .....	47
Bibliographie .....	60
<i>Annexe 1. Fondements théoriques et études empiriques passées</i> .....	65
<i>Annexe 2. Sources et construction des données</i> .....	89

Andrea Bassanini et Romain Duval sont deux économistes qui travaillent respectivement à la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales et au Département des affaires économiques de l'OCDE. Catherine Chapuis-Grabiner, Sébastien Martin et Rebecca Oyomopito leur ont apporté un concours remarquable en matière de recherches. Nous tenons également à remercier chaleureusement pour leurs commentaires Sveinbjorn Blöndal, Wendy Carlin, Jean-Philippe Cotis, Martine Durand, Jørgen Elmeskov, Michael P. Feiner, David Howell, Etienne Lehmann, Edmond Malinvaud, John P. Martin, Giuseppe Nicoletti, Stefano Scarpetta, Paul Swaim, Raymond Torres ainsi que les participants à la réunion conjointe du groupe de travail n° 1 chargé de l'analyse des politiques macroéconomiques et structurelles (Comité de politique économique) et du groupe de travail n° 5 sur l'emploi (Comité de l'emploi, du travail et des affaires sociales) qui s'est tenue à Paris, en janvier 2006, et du séminaire Fourgeaud (Paris, mai 2006). La responsabilité d'éventuelles erreurs incombe aux seuls auteurs. Les points de vue exprimés dans ce document sont ceux des auteurs ; ils ne reflètent pas nécessairement les points de vue de l'OCDE ou des pays membres de l'Organisation.

## INTRODUCTION

L'édition 1994 de la *Stratégie de l'OCDE pour l'emploi* a souligné la nécessité de réformes fondamentales du marché du travail pour remédier à la persistance d'un chômage élevé dans un grand nombre de pays membres (OCDE, 1994, 1997). La justification des réformes exposée dans la *Stratégie de 1994 pour l'emploi* reposait sur un examen attentif des connaissances (tant qualitatives que quantitatives) disponibles à l'époque. Depuis lors, la recherche empirique sur le sujet a progressé sur deux fronts. Tout d'abord, les techniques microéconométriques d'évaluation des politiques ont évolué et de nouvelles indications sont désormais disponibles (voir, par exemple, OCDE, 2006a). Ensuite, l'OCDE a construit plusieurs indicateurs des politiques et des institutions qui sont comparables aussi bien d'un pays à l'autre que dans le temps. Ces indicateurs ont été utilisés dans un large éventail d'études macroéconométriques pour analyser les effets sur le marché du travail des politiques et des institutions. Si les principales conclusions de ces études en termes de politiques sont généralement cohérentes avec les grands axes de la *Stratégie de 1994 pour l'emploi*, certaines recommandations ont été contestées dans certains cas (voir annexe 1 pour les références). L'objectif de ce document est de réévaluer et d'élargir le champ des études macroéconométriques récentes, compte tenu des progrès accomplis en matière d'analyse théorique et empirique pour fournir, avec les études de microévaluation existantes, une base empirique plus fiable d'évaluation des politiques à mettre en œuvre (voir, par exemple, OCDE, 2006b).

Ce document étudie l'impact des politiques structurelles et des institutions sur le chômage global. Pour ce faire, il s'appuie largement sur les techniques économétriques d'étude de données en coupe transversale/série temporelle qui ont été largement utilisées dans la littérature empirique de ces dernières années. Toutefois, ce document se distingue de la plupart des publications existantes<sup>1</sup> par le soin particulier qu'il apporte à l'évaluation documentée de la robustesse des résultats. Bien qu'il se concentre principalement sur les politiques et les institutions du marché du travail, ce document traite également d'autres problèmes apparus plus récemment dans la littérature, dont le rôle de la réglementation des marchés de produits, les interactions entre les politiques structurelles et les effets des politiques et des institutions sur la résilience économique aux chocs macroéconomiques.

Le document est divisé en quatre grandes sections. La première section réévalue les connaissances existantes au moyen d'estimations économétriques de nouvelles données de panel couvrant les vingt dernières années. Elle met tout

particulièrement l'accent sur les effets sur le chômage du coin fiscal, des régimes d'indemnisation du chômage, des législations de protection de l'emploi, de la réglementation des marchés de produits et des systèmes de négociation salariale. La section suivante étudie l'importance des *interactions* entre ces politiques et ces institutions. La troisième section étend l'analyse à des institutions supplémentaires qui, pour des raisons diverses, n'ont pu être étudiées plus tôt, notamment les politiques du logement, les salaires minimums légaux et les politiques actives du marché du travail. La quatrième et dernière section entreprend une analyse à plus long terme de la manière dont les politiques et les institutions contribuent à déterminer le chômage non seulement directement mais aussi indirectement via leur interaction avec les chocs macroéconomiques. Des conclusions suivent.

## **EFFETS DIRECTS DES POLITIQUES ET DES INSTITUTIONS SUR LE CHÔMAGE : LA SPÉCIFICATION DE BASE**

La théorie économique et les études empiriques antérieures ont identifié un certain nombre de déterminants du chômage « ayant trait aux politiques et aux institutions » ou « relevant des politiques et des institutions ». Ces déterminants sont, entre autres, l'indemnisation du chômage, la fiscalité, le pouvoir de négociation des syndicats et le système de négociations collectives, la législation sur la protection de l'emploi (LPE), la réglementation anticoncurrentielle des marchés de produits (RMP), les politiques actives du marché du travail (PAMT), les salaires minimums et les politiques du logement<sup>2</sup>.

Globalement, des éléments relativement fiables montrent que le niveau d'indemnisation du chômage et sa durée ont un impact significatif sur le chômage (Scarpetta, 1996 ; Nickell, 1998 ; Elmeskov *et al.*, 1998 ; Nunziata, 2002). De même, un certain nombre d'études empiriques constatent qu'une lourde taxation du travail tend à accroître les taux de chômage (Belot et van Ours, 2004 ; Nickell, 1997), même si d'autres études sont moins concluantes à cet égard (Scarpetta, 1996 ; Elmeskov *et al.*, 1998 ; Nunziata, 2002 ; Macculloch et DiTella, 2002). En outre, certaines études macroéconométriques identifient un effet favorable sur le chômage global des dépenses au titre des PAMT et un effet défavorable du taux d'accèsion à la propriété mais elles ne s'accordent pas sur l'ampleur de ces effets (par exemple Scarpetta, 1996 ; Nickell, 1997, 1998 ; Green et Hendershott, 2001, Boone et van Ours, 2004, Nickell *et al.*, 2005).

Les avis sont plus partagés quant aux effets sur le chômage de la LPE, du pouvoir de négociation des syndicats et du système de négociations collectives. Enfin, on ne dispose guère d'indications macroéconométriques des effets sur l'emploi de la réglementation des marchés de produits. Parmi les rares études sur la question, Nicoletti *et al.* (2001) et Nicoletti et Scarpetta (2005) constatent que

les réformes des marchés de produits améliorent la performance du marché du travail. On trouvera à l'annexe 1 une étude théorique et empirique plus complète de l'impact des politiques et des institutions sur l'emploi.

### **Modélisation : spécifications et données**

Cette section utilise l'analyse économétrique de données en coupe transversale/série temporelle pour étudier les effets directs des politiques et des institutions sur le chômage, autrement dit on omet à ce stade les interactions possibles entre les institutions mais également les interactions entre les institutions et les chocs. Les principaux déterminants du chômage en termes de politiques et de cadre institutionnel sont introduits dans une équation de forme réduite qui est cohérente avec toute une série de modèles théoriques de l'équilibre du marché du travail, notamment des modèles classiques de recherche d'emploi (Pissarides, 2000) et de fixation des salaires/des prix (par exemple, Layard *et al.* 1991 ; Nickell et Layard, 1999). Plus spécifiquement, le modèle statique suivant est estimé pour un échantillon de 20 pays de l'OCDE<sup>3</sup> sur la période 1982-2003 par la formule :

$$U_{it} = \sum_j \beta_j X_{it}^j + \chi G_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

où  $i$  et  $t$  sont des indices de pays et de temps,  $U_{it}$  le taux de chômage normalisé,  $G_{it}$  l'indicateur OCDE de l'écart de production, et vise à neutraliser les effets sur le chômage des fluctuations de la demande globale au cours du cycle économique tandis que  $\alpha_i$  et  $\lambda_t$  sont les effets fixes par pays et les effets fixes temporels<sup>4</sup>. Enfin, les  $X^j$  sont des indicateurs OCDE des politiques et des institutions considérées comme des variables explicatives, à savoir le coin fiscal entre le coût du travail et la rémunération nette (pour un couple avec deux enfants et un seul apporteur de revenus ayant un niveau de salaire moyen) ; une mesure résumée de la générosité de l'indemnisation du chômage (moyenne des taux de remplacement pour les différents niveaux de gains, situation de famille et durée du chômage) ; le degré de rigueur de la LPE ; le degré moyen de rigueur de la RMP pour sept industries du secteur non manufacturier<sup>5</sup> : le taux de syndicalisation ; le degré de centralisation/coordination de la négociation salariale, un indicateur supplétif du concept de « corporatisme » qui a fait l'objet d'une grande attention des auteurs d'études comparatives d'économie politique. Comme dans de nombreux documents antérieurs (par exemple, Scarpetta, 1996, Elmeskov *et al.*, 1998), des variables indicatrices de différents niveaux de corporatisme sont utilisées ici pour saisir les non linéarités de l'effet du corporatisme. Pour ce faire, l'indicateur quantitatif de la « coordination des négociations salariales », élaboré dans OCDE (2004) et correspondant à la définition type de la centralisation/coordination des négociations salariales utilisée dans les études antérieures, a été agrégé en trois catégories (faible, moyen et élevé). En principe, la spécification de base inclut une variable indicatrice du corporatisme moyen. Toutefois, étant donné que sur la période de l'échantillon aucun pays n'est entré ou sorti d'un niveau de corporatisme moyen, l'effet de cette variable ne

peut être identifié, même s'il est neutralisé. Il n'est donc pas présenté dans les tableaux et graphiques qui suivent.

Les raisons de l'inclusion de ces variables explicatives dans l'équation sont discutées en détail à l'annexe 1 dans une revue de la littérature sur le sujet. Les autres variables susceptibles d'influencer le chômage sont la politique du logement, le salaire minimum et les politiques actives du marché du travail (PAMT). Mais, étant donné la qualité des données et/ou les problèmes économétriques, ces variables doivent faire l'objet d'un traitement spécifique ; elles seront donc traitées dans une section spécifique.

Dans un certain nombre de spécifications, l'écart de production est remplacé par plusieurs variables macroéconomiques dans le but de saisir plus directement l'impact sur le chômage de chocs agrégés. Conformément à la littérature empirique récente, l'analyse considère quatre types de « chocs ».

- Les chocs affectant la *productivité totale des facteurs* (PTF), définis ici comme l'écart du logarithme de (PTF) par rapport à sa tendance calculée à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott (HP). En présence d'un ajustement décalé des salaires à la croissance de la productivité, des évolutions positives (négatives) de la productivité, mesurées ici par un écart positif entre la PTF effective et la PTF tendancielle, devraient induire une baisse (hausse) temporaire du chômage structurel (voir, par exemple, Ball et Moffitt, 2002 ; Meyer, 2000)<sup>6</sup>.
- Les chocs affectant les *termes de l'échange*, définis comme le ratio importations/production multiplié par le logarithme de leurs prix relatifs ( $(M/Y) \log(P_M/P_Y)$ ), c'est-à-dire de telle sorte que son taux d'augmentation soit la variation du prix relatif des importations pondéré par la part des importations dans le PIB. En élargissant le coin entre le prix pour le consommateur et le prix producteur, une augmentation du prix relatif des importations devrait accroître la pression sur les salaires et, *in fine*, sur le chômage (voir, par exemple, Layard *et al.*, 1991).
- Les chocs affectant le *taux d'intérêt réel*, définis comme la différence entre le rendement nominal des obligations d'État à dix ans et l'inflation annuelle des prix du PIB. Une augmentation des taux d'intérêt réels affecte négativement l'accumulation de capital et la productivité de la main-d'œuvre, réduisant ainsi la demande de main-d'œuvre (à un niveau donné de salaire) et augmentant le chômage (voir, par exemple, Blanchard, 1999, 2000).
- Dans certaines spécifications, les chocs affectant la *demande de main-d'œuvre*, définis comme le logarithme de la part du travail dans le PIB du secteur des entreprises expurgé de l'influence à court terme des prix des facteurs<sup>7</sup>. Comme l'expose Blanchard (1998), cette variable pourrait augmenter pour deux raisons ; la première est : i) un resserrement de l'écart entre le taux de rémunération et le produit marginal du travail dû, par exemple, à des

compressions d'effectifs dans les entreprises suite à un affaiblissement du pouvoir des syndicats et/ou aux pressions croissantes des marchés de capitaux en vue d'une augmentation du taux de rendement des capitaux ; ou ii) un déplacement des techniques de production vers le capital. Dans les deux cas, cela peut s'interpréter comme un choc défavorable de la demande de main-d'œuvre qui devrait accroître le chômage. La première raison a été avancée, par exemple, pour expliquer la concomitance d'un déclin continu de la part du travail et d'une montée du chômage dans certains pays européens dans les années 80 et une partie des années 90.

On trouvera à l'annexe 2 le détail complet des données et des statistiques descriptives.

Il convient de mentionner, dès le départ, un ajustement important opéré sur l'échantillon de données et les spécifications. Dans l'analyse descriptive et dans l'analyse des données de panel présentées ci-dessous, les observations concernant la Finlande, l'Allemagne et la Suède en 1991 et 1992 sont sorties de l'échantillon et différents effets pays fixes sont utilisés pour chacun de ces trois pays sur les deux sous-périodes 1982-1990 et 1993-2003. Dans la pratique, cette approche équivaut à diviser la Finlande, l'Allemagne et la Suède en deux sous-pays : l'un correspondant à la période avant 1991/1992 et l'autre à la période après 1991/1992<sup>8</sup>. Cela reflète le point de vue selon lequel, pour ces trois pays, ni les institutions examinées, ni l'ensemble des chocs macroéconomiques considérés dans cette section ne sont à même de saisir les facteurs hautement spécifiques à chaque pays, entres autres l'effondrement de l'Union soviétique, la réunification allemande et les crises bancaires qui ont été les causes de la montée du chômage sur ces deux années. Le maintien dans l'échantillon de ces six observations pourrait donc accroître le risque de biais des estimations. Toutefois, comme nous le montrerons ci-dessous, les principales conclusions de l'analyse ne dépendent pas de l'exclusion ou non de ces observations de l'échantillon.

### **Principaux résultats**

Les résultats des régressions de base sont présentés au tableau I. On estime que le coin fiscal, le taux moyens de remplacement des prestations et la RMP aggravent le chômage global, tandis que la LPE et le taux de syndicalisation sont statistiquement non significatifs aux niveaux de confiance classiques (colonne 1). L'impact significatif de l'indicateur OCDE résumée des taux de remplacement des prestations reflète l'effet combiné du taux de remplacement pendant la première année de chômage, la durée de perception des prestations et l'interaction entre ces variables, dont toutes sont statistiquement significatives (colonne 2). On observe, en outre, que le degré de corporatisme réduit sensiblement le chômage, confortant quelque peu le point de vue selon lequel, dans des systèmes centralisés/coordonnés de négociation, syndicats et employeurs sont en mesure d'inter-

<sup>12</sup>

naliser les conséquences néfastes pour l'emploi de revendications salariales excessives. Pourtant, cet effet n'est identifié que par quatre déplacements d'un type de système de négociation à un autre<sup>9</sup> à l'intérieur de l'échantillon ; il devrait donc être perçu comme quelque peu hypothétique.

Tableau 1. Équation de base du taux de chômage, 1982-2003

	1	2	3	4	5	6	7
	À l'exclusion de l'Allemagne, la Finlande et la Suède 1990-1991, EP ordinaire	= 1 avec RR divisé en deux composantes	= 1 avec LPE divisée en deux composantes	= 1 avec coin fiscal tiré des comptes nationaux	= 4 avec taux d'imposition du travail et de la consommation séparés	= 1 avec chocs macro-économiques standards	= 6 avec choc affectant la demande de main-d'œuvre
Taux moyen de remplacement (RR)	0.12 [6.28]***		0.12 [6.79]***	0.08 [4.22]***	0.09 [4.16]***	0.10 [4.14]***	0.09 [3.35]***
Coin fiscal	0.28 [9.75]***	0.27 [10.96]***	0.27 [11.14]***	0.24 [4.49]***		0.24 [7.73]***	0.22 [6.40]***
Taux de syndicalisation LPE	-0.03 [1.57]	-0.03 [1.89]*	-0.03 [1.64]	-0.02 [0.56]	-0.01 [0.49]	0.04 [1.48]	0.06 [2.33]**
RMP	-0.31 [0.98]	-0.20 [0.55]		0.03 [0.08]	0.01 [0.02]	-0.61 [-1.52]	-0.51 [-1.22]
Corporatisme élevé	0.60 [2.98]***	0.67 [3.29]***	0.73 [3.52]***	0.50 [2.17]**	0.50 [2.17]**	0.54 [2.25]**	0.79 [3.28]***
Écart de production	-1.42 [3.57]***	-1.09 [2.88]***	-1.39 [3.94]***	-2.06 [4.80]***	-2.09 [4.89]***	-1.42 [-2.90]**	-1.58 [-3.26]***
RR 1 <sup>re</sup> année	-0.48 [14.00]***	-0.48 [14.21]***	-0.47 [13.99]***	-0.54 [11.89]***	-0.54 [11.60]***		
Durée des prestations (RR 1 <sup>re</sup> )*(durée)		0.09 [7.37]***					
LPE ordinaire		2.64 [2.03]**	1.28 [2.49]**				
LPE temporaire		0.09 [2.69]***	-0.45 [2.16]**				
(LPE ord)*(LPE temp)			-0.28 [1.21]				
Taux d'imposition du travail					0.25 [4.82]***		
Taux d'imposition de la consommation					0.21 [1.92]*		
<b>Chocs macroéconomiques :</b>							
Choc affectant la PTF						-12.81 [-3.34]***	-8.87 [-2.33]**

Tableau 1. Équation de base du taux de chômage, 1982-2003 (suite)

	1	2	3	4	5	6	7
	À l'exclusion de l'Allemagne, la Finlande et la Suède 1990-1991, EP ordinaire	= 1 avec RR divisé en deux composantes	= 1 avec LPE divisée en deux composantes	= 1 avec coin fiscal tiré des comptes nationaux	= 4 avec taux d'imposition du travail et de la consommation séparés	= 1 avec chocs macro-économiques standards	= 6 avec choc affectant la demande de main-d'œuvre
Choc affectant les termes de l'échange						19.40	19.09
						[6.45] ***	[6.09] ***
Choc affectant les taux d'intérêt						0.22	0.19
						[2.72] ***	[2.44] **
Choc affectant la demande de main-d'œuvre							11.79
							[3.91] ***
Variables indicatrices des pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Variables indicatrices du temps	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	434	434	434	398	398	419	397
R au carré	0.98	0.92	0.92	0.98	0.98	0.98	0.98

EP = écart de production. Valeur absolue des statistiques t robustes entre crochets.

\*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.

Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

Le constat suivant lequel les effets sur le chômage du taux de syndicalisation et de la LPE ne sont pas statistiquement significatifs n'est pas nécessairement incompatible avec la théorie<sup>10</sup> ou avec les études empiriques, mais il doit être assorti de réserves. Comme indiqué à l'annexe 1, il se pourrait que le taux de syndicalisation saisisse mal le pouvoir de négociation effectif des travailleurs. De fait, dans certains pays, la couverture des conventions collectives excède largement le nombre de travailleurs syndiqués ; cela reflète, entre autres, les procédures et les pratiques légales d'extension des contrats collectifs aux travailleurs non affiliés, y compris aux salariés d'entreprises non signataires. De même, l'absence d'impact significatif de la LPE sur le chômage global est conforme aux résultats d'un certain nombre d'études antérieures (voir, en particulier OCDE, 2004). Mais ce coefficient non significatif peut masquer deux effets contraires, la LPE sur les contrats permanents tendant à aggraver le chômage et la LPE sur les contrats temporaires tendant à le faire baisser (voir colonne 3, tableau 1)<sup>11</sup>. Tout en confortant certains développements théoriques récents mentionnés un peu plus haut, ce dernier résultat doit être considéré comme extrêmement fragile car il disparaît si l'on sort de l'échantillon l'Espagne qui



est le pays ayant entrepris, sur la période considérée, les réformes les plus en profondeur de la LPE pour les travailleurs permanents<sup>12</sup>.

L'indicateur du coin fiscal utilisé dans l'équation de base (colonne 1) est tiré des modèles fiscaux de l'OCDE ; il ne saisit donc que les taxes frappant le *travail* (cotisations sociales et impôt sur les sociétés) mais pas les taxes à la consommation<sup>13</sup>. Un indicateur plus large du coin fiscal, couvrant à la fois les taxes sur le travail et les taxes sur la consommation, a été tiré des comptes nationaux selon la méthode de Carey et Rabesona (2002) pour contrôler la robustesse des résultats. Cet indicateur du coin fiscal tiré des comptes nationaux est plus susceptible de connaître des problèmes d'endogénéité et brosse un tableau plus cru des incitations fiscales auxquelles les individus sont effectivement confrontés que l'indicateur du coin fiscal tiré du modèle fiscal. C'est pourquoi ce dernier est utilisé tout au long du présent document (à l'exception de la dernière section ci-dessous sur les chocs macroéconomiques) bien qu'il ne soit qu'un indicateur du coin fiscal du travail. La réestimation de l'équation de base à l'aide de l'indicateur des comptes nationaux donne des coefficients similaires pour toutes les variables explicatives y compris le coin fiscal lui-même (tableau 1, colonne 4). En outre, on n'observe aucune différence significative entre l'impact des taxes sur le travail et des taxes à la consommation, ce qui est cohérent avec les *a priori* théoriques (tableau 1, colonne 5).

Le coefficient estimé de l'écart de production est hautement significatif dans toutes les spécifications. Ce résultat souligne l'importance de la composante cyclique du chômage, qui peut s'expliquer par des chocs macroéconomiques<sup>14</sup>. Pour apporter un éclairage sur cette question, on réévalue l'équation de base en remplaçant l'écart de production par un certain nombre de variables macroéconomiques observables ou « chocs » (tableau 1, colonnes 6 et 7).

La réestimation de la régression de base par un ensemble de chocs observés plutôt que par l'écart de production donne des coefficients hautement significatifs et du signe correct pour les chocs liés à la PTF, aux termes de l'échange et aux taux d'intérêt (colonne 6), mais aussi pour le choc lié à la demande de travail (colonne 7). Exprimé en estimations, l'effet des chocs est temporaire ou permanent selon que les chocs sont stationnaires ou non. Toutefois, cela ne peut être testé de manière fiable étant donné la taille restreinte de l'échantillon d'estimation et le degré élevé de persistance du chômage. En tout état de cause, une caractéristique importante et rassurante des estimations du tableau 2 est qu'aucun paramètre estimé des politiques et des institutions, à l'exception partielle du taux de syndicalisation, ne varie selon que l'équation neutralise les effets du cycle d'activité via l'écart de production ou via l'ensemble de chocs macroéconomiques utilisé dans ce document.

En général, ces résultats donnent à penser que des réformes du marché du travail et des marchés de produits peuvent avoir des effets considérables sur le chômage. Si l'on se fie aux estimations de base (tableau 1, colonne 1), par exemple une

réduction du coin fiscal de 10 points de pourcentage, une réduction des indemnités de chômage de 10 points de pourcentage et/ou une baisse de la réglementation des marchés de produits de deux écarts-types<sup>15</sup> sera, en moyenne, associée à une chute du taux de chômage de 2.8, 1.2 et 0.7 point de pourcentage, respectivement.

Il apparaît globalement que, pour la plupart des pays, l'équation de base explique une part significative des tendances passées du chômage (graphique 1, partie A). Cela est vrai même lorsqu'on ne considère que l'impact des politiques et des institutions, c'est-à-dire à l'exclusion des effets de l'écart de production (graphique 1, partie B). On estime que les changements intervenus dans les politiques et les institutions entre 1982 et 2003 expliquent 47 % de la variation d'un pays à l'autre des changements du chômage observés sur la même période. Ce chiffre passe à 74 % lorsqu'on prend en compte les changements intervenus au niveau des politiques et les changements affectant l'écart de production (la différence entre les deux chiffres reflétant le fait que certains pays en étaient à des stades différents de leur cycle d'activité au début et à la fin de la fenêtre d'observation). En conséquence, 64 % de la variation d'un pays à l'autre des changements non cycliques du chômage<sup>16</sup> entre 1982 et 2003 peut être attribué à des changements intervenus dans les politiques et les institutions.

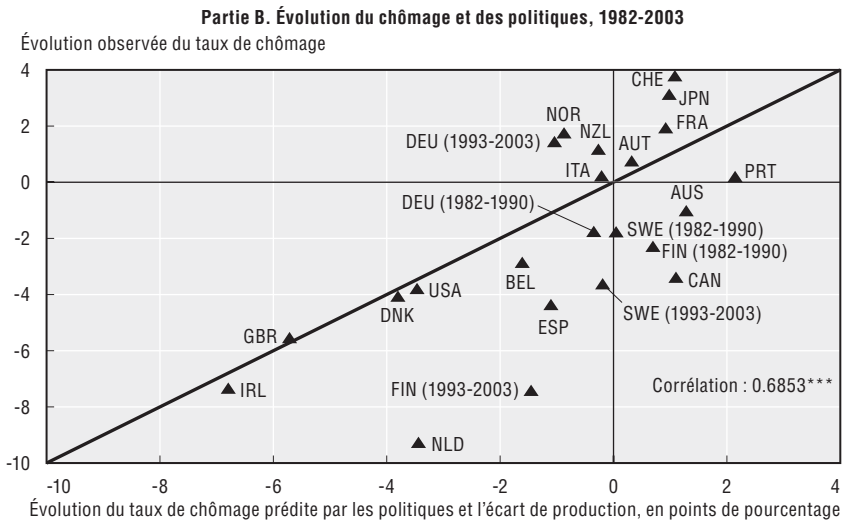
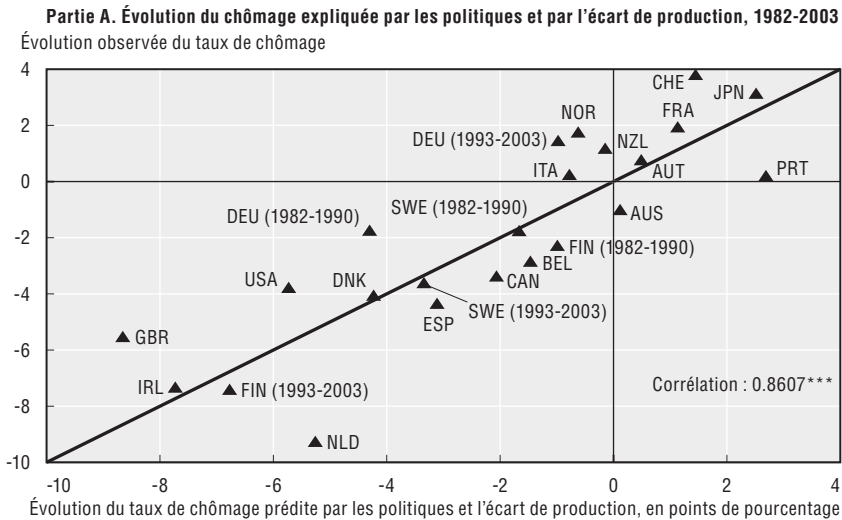
Comme le montre le graphique 1, nombre de pays qui sont parvenus à faire baisser le chômage ont réduit les coins fiscaux et/ou les indemnités de chômage (par exemple, Danemark, Irlande, Royaume-Uni), alors que les changements de politique n'ont habituellement pas été propices à l'emploi dans les pays où le chômage a stagné ou augmenté (par exemple, France, Japon, Suisse). En outre, l'évolution générale vers des marchés de produits moins réglementés a contribué à l'amélioration des chiffres du chômage. Toutefois, pour certains pays (par exemple Canada, Finlande, Espagne et Suède), la performance du marché du travail entre 1982 et 2003 s'explique essentiellement par l'écart de production, ce qui témoigne du fait que ces pays en étaient à des stades différents de leur cycle d'activité au commencement et à la fin de la période analysée (comparer la partie A et la partie B du graphique 1). Enfin, il est des pays dans lesquels les tendances passées du chômage sont plus difficiles à expliquer. C'est le cas en particulier de l'Allemagne où ni les variables de politique ni les variables de contrôle incluses dans l'analyse n'expliquent de manière appropriée la montée progressive du chômage depuis la réunification. Aux Pays-Bas, en revanche, la baisse du chômage depuis le début des années 80 a été plus importante que ne le prédisait le modèle.

### **Analyse de sensibilité**

Si les analyses économétriques de données de panel ont été largement utilisées pour expliquer les écarts de chômage entre pays et son évolution dans le temps, il a parfois été avancé que ces résultats ne sont pas suffisamment robustes à l'échantillon, aux spécifications des modèles ou aux techniques d'estimation (Baker *et al.*, 2004 ;

16

Graphique 1. L'équation de base du taux de chômage : expliquer les tendances passées du chômage



Estimations sur la base de l'équation du taux de chômage (tableau 1, colonne 1).

Source: Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

Baccaro et Rei, 2005). En tout état de cause, toute inférence à partir de modèles estimés sur un petit ensemble de données de panel incluant des variables qualitatives doit être effectuée avec soin. Pour vérifier la robustesse des résultats ci-dessus, nous

avons procédé à une analyse de sensibilité approfondie de l'équation de base estimée à la colonne 1 (pour des détails, voir Bassanini et Duval, 2006). Le principal résultat est que les effets significatifs sur le chômage du coin fiscal, du taux moyen de remplacement des prestations, de la réglementation des marchés de produits et d'un corporatisme élevé sont robustes au :

- *Choix de l'échantillon d'estimation.* Les résultats ne dépendent pas de la suppression (ou non) de l'échantillon des six observations qui correspondent aux chocs idiosyncratiques de 1990 et 1991 en Finlande, Allemagne et Suède et de l'utilisation d'effets fixes différents sur les deux sous-périodes (1982-1989 et 1992-2003). De même, le fait d'exclure de l'échantillon des observations influentes (points aberrants), un pays particulier ou un prélèvement aléatoire de 10 % des observations, n'a pas un impact notable. En outre, l'équation estimée semble remplir son objectif qui est de saisir quelques relations à long terme entre le chômage, les politiques et les institutions. De fait, on constate que l'ensemble des coefficients obtenus lorsqu'on réestime le modèle à l'aide de moyennes sur cinq ans n'est pas sensiblement différent de celui obtenu lorsqu'on utilise des données annuelles.
- *Spécifications de modèle.* La suppression des effets temporels et/ou de la variable de l'écart de production ou le fait de considérer des coefficients propres à un pays pour cette dernière variable n'affecte pas les principaux résultats.
- *Techniques d'estimation.* La technique des moindres carrés généralisés (MCG) avec effets aléatoires donne des résultats comparables, de même que les MCG à effets fixes et hétéroscédasticité à l'échelle d'un pays<sup>17</sup>.

En outre, les estimations obtenues à partir du modèle de base ne semblent pas être affectées par le biais d'hétérogénéité. Ce dernier peut se produire si l'impact d'une politique ou d'une institution donnée varie d'un pays à l'autre, du fait, par exemple, de l'existence d'interactions entre les politiques. Dans ce cas, les régressions groupées qui supposent des coefficients communs pour tous les pays peuvent donner des estimations incohérentes de l'impact moyen de certaines variables explicatives (voir, par exemple, Pesaran et Smith, 1995). Ici les tests d'Hausman sur l'absence de biais d'hétérogénéité (voir Bassanini et Duval, 2006) suggèrent que la régression de base donne des estimations cohérentes de l'impact moyen de chaque politique ou de chaque institution<sup>18</sup>.

Une autre préoccupation potentielle est le risque de causalité inverse qui reflète un certain degré d'endogénéité des politiques et des institutions par rapport au chômage. Par exemple, la relation observée entre les taux de remplacement des prestations et le chômage pourrait refléter la propension des pouvoirs publics à augmenter (réduire) les prestations lorsque le chômage est élevé (faible), autrement dit il se peut que dans certains cas la causalité résulte de l'évolution du chômage suite à des changements de politique. S'il n'existe pas de

---

18

manière directe de s'attaquer à ce problème, il est toujours possible de s'efforcer de neutraliser l'endogénéité des politiques par le biais de techniques de variable instrumentale (VI). Ici, l'équation de base est jugée raisonnablement robuste à l'utilisation d'un estimateur de la méthode des moments généralisée (MMG) dans lequel toutes les politiques et les institutions, à l'exception du degré de corporatisme, sont supposées endogènes.

## INTERACTIONS ENTRE LES POLITIQUES

Un certain nombre de chercheurs ont argué, pour des raisons tant théoriques qu'empiriques, qu'une réforme d'ensemble du marché du travail serait probablement plus efficace pour lutter contre le chômage que des réformes fragmentaires (Belot et Van Ours, 2004 ; Coe et Snower, 1997 ; Elmeskov *et al.*, 1998 ; Fitoussi *et al.*, 1998 ; Orszag et Snower, 1998). Une description récente des réformes du marché du travail dans les pays de l'OCDE ne fournit pas d'indication évidente en la matière (Brandt *et al.* 2005) : si parmi les pays ayant réussi à faire baisser le chômage, plusieurs (Danemark, Pays-Bas) ont appliqué des programmes de réformes d'ensemble, d'autres (Irlande, Royaume-Uni) ont ciblé plus étroitement leurs réformes sur des domaines spécifiques. Pour apporter un éclairage sur cette question, la présente section entreprend une analyse économétrique des interactions entre les politiques et les institutions (la manière dont la théorie a traité les interactions entre les politiques dans le contexte d'une analyse du chômage est brièvement discutée dans encadré 1). À cet effet, le modèle de base de la section précédente, qui n'estime que les effets « moyens » des politiques et des institutions indépendamment des interactions possibles entre elles, est étendu de diverses façons pour prendre en compte les effets des interactions.

Les interactions entre institutions dans les équations macroéconométriques sont habituellement spécifiées comme étant des termes multiplicatifs qui prennent la forme de produits des écarts des institutions par rapport à leur moyenne d'échantillon. Dans le cas d'une interaction unique entre les institutions  $X^k$  et  $X^h$ , le modèle de base doit être augmenté selon la formule suivante :

$$U_{it} = \sum_j \beta_j X_{it}^j + \gamma_{kh} (X_{it}^k - \bar{X}^k) (X_{it}^h - \bar{X}^h) + \chi G_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

où  $\bar{X}^k$  et  $\bar{X}^h$  sont les moyennes d'échantillon, en coupe transversale et série temporelle, de  $X^k$  et  $X^h$ , respectivement et où les autres variables s'écrivent comme dans l'équation [1]. Avec cette formulation, le coefficient  $\beta_k$  peut s'interpréter immédiatement comme l'effet marginal en termes de chômage de  $X^k$  à sa moyenne d'échantillon  $\bar{X}^k$ , lorsque toutes les autres variables explicatives sont maintenues constantes à leur moyenne d'échantillon. Pour deux institutions  $X^k$  et  $X^h$  qui accroissent le chômage (par exemple indemnités de chômage et coin fiscal dans l'équation de base du tableau 2), un signe négatif significatif pour le coefficient d'interaction  $\gamma_{kh}$  indiquerait une complémentarité des réformes<sup>19</sup>.

Toutefois, entreprendre une analyse systématique des interactions entre les politiques dans le cadre ci-dessus n'est pas chose facile car toute extension de l'équation [2] à plus d'un type d'interaction doit également inclure toutes les interactions « implicites » de manière à minimiser le risque de biaiser le coefficient (à moins que l'on ait *a priori* de bonnes raisons de procéder autrement, voir par exemple Braumoeller, 2004). Ainsi, l'estimation d'un modèle comportant quatre couples d'interactions multiplicatives  $(X^k, X^l)$ ,  $(X^k, X^m)$ ,  $(X^k, X^n)$  et  $(X^k, X^p)$  impliquerait en fait d'incorporer dans l'équation un total de 26 termes d'interaction soit le nombre total de combinaisons de deux variables et plus à l'intérieur d'un ensemble de cinq institutions, induisant de ce fait une perte substantielle de degrés de liberté<sup>20</sup>. Pourtant, la théorie donne à penser que pratiquement toute interaction est possible (voir encadré 1). C'est pourquoi l'analyse de ce document recherchera les interactions qui paraissent robustes dans les spécifications simples ne comportant qu'une ou deux interactions (plus des interactions supplémentaires « implicites », le cas échéant).

L'une des interactions les plus récurrentes dans la littérature empirique sur le chômage est l'interaction entre les politiques et les systèmes de négociation salariale (Elmeskov *et al.*, 1998 ; Daveri et Tabellini, 2000)<sup>21</sup>. En particulier, certaines études antérieures établissent que les effets du coin fiscal et de la LPE sont particulièrement néfastes pour le chômage dans les régimes de négociation intermédiaires où les travailleurs en poste en place ont un pouvoir de négociation plus grand et peuvent plus aisément résister aux tentatives des employeurs de transférer sur les salaires les charges sociales et/ou le coût de la rotation des emplois. Ici, le problème est réévalué en autorisant une variation du coefficient du coin fiscal, de la LPE (ou des deux) pour les trois niveaux de corporatisme de la spécification de base. Les éléments présentés au tableau 2 (colonnes 1-3), semblent confirmer l'existence d'une relation en cloche entre l'impact du coin fiscal et le degré de corporatisme. Dans les régimes de négociation intermédiaires, on estime qu'une réduction du coin fiscal de 10 points de pourcentage réduit le chômage de 2.8 points de pourcentage de plus que dans le cas de régimes décentralisés<sup>22</sup>. En revanche, si l'on observe également une courbe « en cloche » dans le cas de la LPE, elle n'est statistiquement significative qu'au seuil de 10 % (colonne 2)<sup>23</sup>.

Toutefois, ces résultats doivent être interprétés avec soin. En fait, les pays à systèmes de négociation intermédiaires forment un groupe extrêmement hétérogène pour ce qui est de l'impact du coin fiscal sur le chômage, l'effet préjudiciable important étant essentiellement attribuable à deux pays : la France et l'Espagne (tableau 2, colonne 4). Un problème analogue se pose dans le cas de la LPE (tableau 2, colonne 5)<sup>24</sup>.

D'autres interactions ont été analysées dans la littérature et les résultats obtenus ont été bien souvent contradictoires (voir, par exemple, Elmeskov *et al.*, 1998 ; FMI 2003 ; Belot et van Ours, 2001 ; Nicoletti et Scarpetta, 2005). L'approche

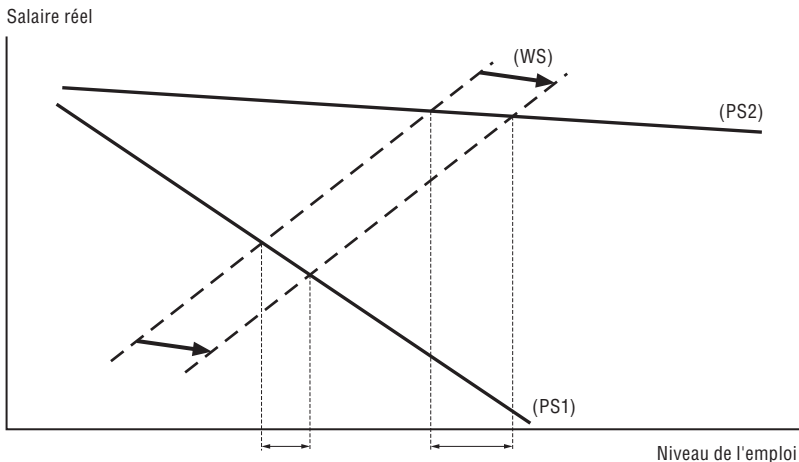
<sup>20</sup>

**Encadré 1. Interactions entre les politiques et les institutions dans le modèle type de fixation des salaires/des prix**

Dans un modèle type de fixation des salaires/des prix (FS-FP) (par exemple, Layard et al., 1991 ; Nickell et Layard, 1999), on peut montrer que les institutions interagissent les unes avec les autres dans leur impact sur l'emploi et le chômage global. Ces interactions reflètent deux groupes de mécanismes (Belot et van Ours, 2004) :

- Premièrement, les politiques et les institutions qui affectent l'élasticité à l'emploi des revendications salariales (par exemple indemnités de chômage, pouvoir de négociation des syndicats, réglementation des marchés de produits) et/ou l'élasticité de la demande de main-d'œuvre au salaire négocié (par exemple réglementation des marchés de produits, LPE, coin fiscal) interagissent avec les politiques et les institutions qui déplacent le niveau des revendications salariales (par exemple, indemnités de chômage) et/ou la demande de main-d'œuvre (par exemple réglementation des marchés de produits). Plus formellement, tout facteur qui affecte la pente des courbes FS et/ou FP interagit avec tout facteur qui affecte le niveau (c'est-à-dire la position verticale) des courbes FS et/ou FP. Ainsi, les effets sur l'emploi d'une réforme du marché du travail qui déplace vers le bas la courbe FS (par exemple, une réduction des indemnités de chômage) seront d'autant plus grands : i) que la courbe FP sera plus aplatie (par exemple, que le degré de réglementation des marchés de produits sera moindre) car, dans ce cas, la baisse des salaires réels induite par la réforme a des effets plus importants sur la demande de main-d'œuvre (pour une illustration graphique, voir ci-dessous) ; ii) que la courbe FS sera plus aplatie (par exemple que le pouvoir de négociation des syndicats sera faible et/ou que le degré de réglementation des marchés de produits sera faible), car la progression de l'emploi induite par la réforme a des répercussions moindres en termes de hausse des revendications salariales.

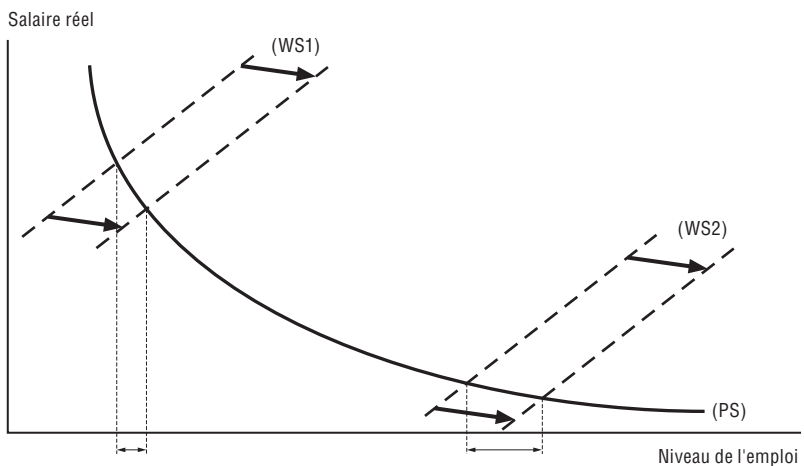
**Plus la demande de main-d'œuvre sera élastique, plus l'impact d'une réforme du marché du travail sera grand**



**Encadré 1. Interactions entre les politiques et les institutions dans le modèle type de fixation des salaires/des prix (suite)**

- Deuxièmement, l'impact marginal sur la demande de main-d'œuvre d'une modification donnée des salaires réels est probablement plus important lorsque l'emploi est déjà élevé que lorsqu'il est faible. Plus formellement, il est probable que la demande de main-d'œuvre ou la courbe FP est approximativement iso-élastique, c'est-à-dire convexe dans l'espace salaire réel/emploi. En conséquence, la réforme du marché du travail qui déplace la courbe FS vers le bas (par exemple, réduction des indemnités de chômage) sera d'autant plus grande que le niveau initial de l'emploi sera plus élevé, c'est-à-dire que le cadre institutionnel initial sera plus propice à l'emploi (voir le graphique ci-dessous). Cette observation a conduit un certain nombre de chercheurs à arguer que les réformes structurelles sont complémentaires, en ce sens que l'effet conjugué de plusieurs réformes propices à l'emploi est supérieur à la somme des effets de chaque réforme prise séparément (Coe et Snower, 1997 ; Fitoussi *et al.*, 1998 ; Orszag et Snower, 1998).

**Plus le niveau initial de l'emploi sera élevé, plus l'impact d'une réforme du marché du travail sera grand**



De façon générale, ces deux groupes de mécanismes confortent en théorie le point de vue de la complémentarité des réformes. Mais ce n'est peut-être pas toujours le cas car, contrairement au deuxième type de mécanisme, le premier ne conduit pas formellement à une complémentarité des réformes. Ainsi, une réduction des indemnités de chômage non seulement déplace la courbe FS vers le bas mais accentue sa pente, reflétant la plus grande sensibilité des revendications salariales à la situation globale du marché du travail lorsque la perte de revenu encourue en cas de perte d'emploi est grande. Si le déplacement vers le bas de la courbe FS associé



**Encadré 1. Interactions entre les politiques et les institutions dans le modèle type de fixation des salaires/des prix (suite)**

à des indemnités de chômage moindres amplifie ainsi l'impact d'autres réformes, l'accentuation de la pente de la courbe FS a l'effet opposé. Dans ce cas, c'est le résultat net de ces deux effets opposés qui conditionne la complémentarité de la réduction des prestations et de toute autre réforme déplaçant la courbe des salaires vers le bas. La réponse dépend habituellement des paramètres des courbes FS et FP, et notamment du degré de convexité de la demande de main-d'œuvre.

L'enseignement global que l'on peut tirer de ces considérations théoriques est double : *i)* pratiquement toutes les interactions possibles entre les politiques et les institutions peuvent affecter les résultats sur le plan de l'emploi ; et *ii)* c'est sur la base d'indications empiriques qu'il faut évaluer in fine si de telles interactions impliquent une complémentarité des réformes.

**Tableau 2. Interactions simples entre institutions et systèmes de négociation salariale, 1982-2003**

	1	2	3	4	5
	Interaction entre coin fiscal et corporatisme	Interaction entre LPE et corporatisme	Interaction entre coin fiscal et LPE d'une part et corporatisme d'autre part	= 1 avec corporatisme intermédiaire ventilé par pays	= 2 avec corporatisme intermédiaire ventilé par pays
<b>Effets directs des institutions :</b>					
Taux moyen de remplacement	0.107 [5.59]***	0.116 [5.45]***	0.126 [5.90]***	0.116 [6.82]***	0.103 [4.65]***
Coin fiscal	0.307 [10.83]***	0.273 [9.48]***	0.304 [10.82]***	0.277 [9.66]***	0.260 [8.97]***
Taux de syndicalisation	-0.036 [1.57]	-0.035 [1.61]	-0.032 [1.42]	-0.035 [1.60]	-0.025 [1.09]
LPE	-0.538 [1.59]	-0.360 [1.11]	-0.402 [1.17]	-0.303 [0.93]	-0.814 [2.30]**
RMP	0.644 [3.20]***	0.704 [3.30]***	0.646 [3.17]***	0.617 [2.98]***	0.723 [3.44]***
Corporatisme fort	-1.280 [3.03]***	-1.522 [3.70]***	-1.714 [4.12]***	-1.653 [3.38]***	-1.506 [3.62]***
<b>Interactions entre institutions :</b>					
Coin fiscal * corporatisme fort	0.061 [2.00]**		0.132 [2.98]***	0.086 [2.85]***	
Coin fiscal * corporatisme moyen	0.278 [2.61]***		0.287 [2.60]***		
LPE * corporatisme fort		0.030 [0.09]	-1.092 [2.13]**		0.199 [0.59]

Tableau 2. Interactions simples entre institutions et systèmes de négociation salariale, 1982-2003 (suite)

	1	2	3	4	5
	Interaction entre coin fiscal et corporatisme	Interaction entre LPE et corporatisme	Interaction entre coin fiscal et LPE d'une part et corporatisme d'autre part	= 1 avec corporatisme intermédiaire ventilé par pays	= 2 avec corporatisme intermédiaire ventilé par pays
LPE * corporatisme moyen		1.698 [1.70]*	0.284 [0.26]		
Coin fiscal Suède				0.194 [2.03]**	
Coin fiscal Espagne				1.919 [4.21]***	
Coin fiscal France				0.671 [4.44]***	
Coin fiscal Portugal				-0.321 [2.62]***	
LPE Suède					0.126 [0.07]
LPE Espagne					2.597 [1.60]
LPE France					7.076 [3.54]***
LPE Portugal					-1.205 [0.75]
Écart de production, variables indicatrices des pays et du temps	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	434	434	434	434	434
R au carré	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98
Test d'hétérogénéité d'Hausman (valeur de P)	0.001	0.047	0.001	0.330	0.075

Valeur absolue des statistiques t robustes entre crochets.

\*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.

Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

adoptée ici est systématique. Pour toutes les interactions possibles entre des paires de variables explicatives, on estime une version augmentée de la spécification de base incluant uniquement cette interaction. Les variables explicatives pour lesquelles ces spécifications sont testées incluent non seulement les politiques et les institutions utilisées dans la spécification de base mais également deux variables indicatrices : l'une pour les faibles degrés de corporatisme<sup>25</sup> et l'autre pour les taux élevés de couverture des conventions collectives<sup>26</sup>. Dans cet exercice d'estimation, seules quelques interactions s'avèrent significatives et, ce

qui n'a rien d'étonnant, la majorité d'entre elles concernent les variables dont les effets directs dans l'équation de base sont les plus forts, à savoir les indemnités de chômage et le coin fiscal (tableau 3, colonne 1)<sup>27</sup>.

Tableau 3. Interactions simples entre institutions, 1982-2003

	MCO	VI <sup>1</sup>	Test de F sur l'instrument <sup>2</sup>	MCO avec variables spécifiques aux pays <sup>3</sup>
Taux moyen de remplacement * Coin fiscal	0.003***	..	0.6	-0.023***
Taux moyen de remplacement *	***			
Taux de syndicalisation	-0.002	-0.009***	65.1	-0.006***
Taux moyen de remplacement * LPE	0.023*	..	2.2	0.081
Taux moyen de remplacement * RMP	0.008	..	3.4	0.040
TMR * Couverture élevée des négociations collectives	-0.093***	..	0.2	-0.605
Taux moyen de remplacement *				
Corporatisme fort	-0.009	0.042	32.7	-0.042
Taux moyen de remplacement *				
Corporatisme faible	0.039	..	5.2	0.042
Coin fiscal * Taux de syndicalisation	-0.001	-0.006	27.4	0.001
Coin fiscal * LPE	0.009	..	0.2	-0.512***
Coin fiscal * RMP	0.033***	-0.045	34.1	0.022
Coin fiscal * Couverture élevée des négociations collectives	0.234***	-0.093	58.6	-0.236*
Coin fiscal * Corporatisme fort	0.050*	0.037	30.0	-0.335***
Coin fiscal * Corporatisme faible	-0.072**	-0.042	23.0	0.335***
Taux de syndicalisation * LPE	-0.004	-0.004	16.2	-0.362**
Taux de syndicalisation * RMP	-0.004	0.023	13.0	-0.040**
Taux de syndicalisation * Corporatisme fort	-0.013	0.164***	159.8	0.115
Taux de syndicalisation * Corporatisme faible	-0.025	-0.215***	56.7	-0.115
LPE * RMP	-0.111	-1.076**	17.3	-0.272
LPE * Couverture élevée des négociations collectives	1.142	-0.211	502.5	4.632
LPE * Corporatisme fort	-0.150	..	9.6	-1.365
LPE * Corporatisme faible	-0.176	..	5.5	2.401**
RMP * Couverture élevée des négociations collectives	0.168	0.212	43.4	-0.623
RMP * Corporatisme fort	-0.410**	..	3.2	0.301
RMP * Corporatisme faible	0.143	..	0.0	-0.301

Le tableau présente les coefficients de la spécification de référence augmentés d'une interaction à la fois.

.. Les estimations de VI ne sont pas présentées lorsque l'instrument est faible selon la règle de Stock-Staiger ( $F < 10$ ). Les estimations des interactions entre variables dichotomiques mais aussi entre le taux de syndicalisation et la couverture élevée des négociations collectives ne sont pas connues.

1. Estimations 2NMC. Toute interaction X\*Y est instrumentée par le produit des écarts de X et Y par rapport à leur moyenne propre à un pays.

2. Statistique du test de F sur l'importance de l'instrument dans la régression de la première étape.

3. Pour toute interaction X\*Y, la spécification est augmentée des interactions de X et Y avec les effets fixes et estimée par MCO.

\*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.

Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

Toutefois, là encore, ces résultats doivent être interprétés avec soin. Les interactions omises pourraient biaiser les estimations des coefficients. Plus précisément, supposons qu'il n'existe aucune interaction entre une institution  $X^k$  et une autre institution  $X^h$ . Si  $X^k$  est corrélée avec une troisième variable omise  $X^s$  et si  $X^h$  interagit avec  $X^s$ , l'interaction entre  $X^k$  et  $X^h$  pourrait encore apparaître significative. Dans l'équation de base, la présence d'effets pays fixes vise essentiellement à neutraliser l'effet des institutions omises, pratiquement invariantes dans le temps, qui sont corrélées à la fois au chômage et aux variables explicatives. De la même manière, certaines au moins des estimations du tableau 3 seront probablement biaisées par l'omission d'interactions additionnelles avec des variables invariantes dans le temps<sup>28</sup>. On ne peut donc exclure *a priori* que l'interaction positive importante entre les indemnités de chômage et le coin fiscal reflète en fait l'interaction positive entre chacun de ces indicateurs de politique et un troisième, déterminant omis du chômage, par exemple les règles d'admissibilité aux indemnités de chômage ou autres prestations d'aide sociale.

Pour s'attaquer à ce problème, deux stratégies alternatives sont mises en œuvre. La première consiste à suivre une approche à variable instrumentale (VI) dans laquelle toute interaction  $(X_{it}^k - \bar{X}^k)(X_{it}^h - \bar{X}^h)$  est instrumentée par  $(X_{it}^k - \bar{X}_i^k)(X_{it}^h - \bar{X}_i^h)$ , qui est le produit des écarts de  $X^k$  et  $X^h$  par rapport aux moyennes respectives propres à chaque pays<sup>29</sup>. La seconde consiste à estimer les versions augmentées de chaque spécification MCO (moindres carrés ordinaires) y compris toutes les interactions de  $X^k$  et  $X^h$  avec les variables des effets fixes propres à chaque pays<sup>30</sup>. Les résultats de ces deux approches sont reproduits aux colonnes 2 et 3 du tableau 3, les estimations de la VI n'étant présentées que lorsque l'instrument correspondant est jugé acceptable à l'aide de critères standards<sup>31</sup>. Seule l'interaction négative entre le taux moyen de remplacement des indemnités de chômage et le taux de syndicalisation paraît robuste à toutes les méthodes d'estimation<sup>32</sup>. Dans la mesure où l'on peut considérer que le taux de syndicalisation est un indicateur supplétif du pouvoir de négociation des syndicats, ce résultat pourrait refléter le fait que, dans la plupart des modèles théoriques, un pouvoir de négociation moindre rend les revendications salariales moins sensibles aux conditions du chômage (voir encadré 1). Étant donné que le taux de syndicalisation n'a aucun effet direct significatif sur le chômage pour la moyenne de l'échantillon<sup>33</sup>, les estimations présentées au tableau 4 impliquent que, pour un pays dans lequel toutes les institutions ont des valeurs moyennes, une réduction du taux de syndicalisation de 10 points de pourcentage peut accroître l'élasticité du chômage à une réduction des prestations de 15 % à 75 %. Ainsi, une réduction simultanée du taux moyen de remplacement des prestations et du taux de syndicalisation de 10 points de pourcentage réduirait le chômage de 1.4 à 2.1 points de pourcentage dans le pays moyen (selon les estimations), contre 1.2 point de pourcentage seulement si le taux de syndicalisation reste stable.

Si la littérature antérieure a isolé un certain nombre d'interactions spécifiques entre les politiques et les institutions, l'analyse économétrique systématique entreprise dans cette section donne effectivement à penser qu'on ne peut pas tirer de conclusions fermes quant à leur robustesse. Cela reflète principalement trois facteurs. Premièrement, si la théorie suggère clairement que toutes les interactions sont possibles et qu'elles devraient donc être étudiées simultanément, cela ne peut se faire en pratique avec un modèle général en raison de la petite taille de l'échantillon<sup>34</sup>. Deuxièmement, il apparaît que certaines interactions, par exemple entre le coin fiscal et la LPE d'une part et les régimes de négociation salariale d'autre part, reflètent des expériences propres à un pays et ne peuvent être aisément généralisées. Enfin, la majorité des interactions apparemment significatives deviennent non significatives voire changent de signe lorsqu'on prend en compte les corrélations possibles entre les institutions et les autres déterminants omis et invariants dans le temps, du chômage. Ce dernier résultat montre l'importance des interactions avec un certain nombre de politiques et d'institutions qui n'ont pas été examinées dans cette section en raison du manque de données disponibles sur l'ensemble de l'échantillon et/ou de problèmes d'endogénéité. Ces enjeux politiques supplémentaires sont abordés (sans entrer dans le détail) dans la section qui suit.

## DÉTERMINANTS ADDITIONNELS DU CHÔMAGE

Les deux premières sections de ce document suivent l'approche standard qui consiste à exclure de la spécification de base les politiques qui requièrent des traitements économétriques spécifiques (politique du logement, les politiques en matière de salaire minimum et PAMT) et qui, par conséquent, ne sont habituellement pas incluses dans les études macroéconomiques générales des déterminants institutionnels du chômage (voir annexe 1). En particulier, *i*) les données sur la politique du logement et l'accession à la propriété sont dispersées et disponibles essentiellement en coupe transversale ; *ii*) il n'existe des séries temporelles fiables du salaire minimum que pour les pays dans lesquels les salaires minimums sont statutaires ; et *iii*) les mesures de l'intensité des PAMT ne sont disponibles que depuis 1985 et il est probable qu'elles sont, par construction, endogènes au chômage. La stratégie suivie ci-dessus ne cherche pas à minimiser l'importance de ces facteurs. Leur impact sur le chômage est donc analysé dans cette section, via une adaptation au cas par cas de l'approche générale énoncée ci-dessus.

### *Politique du logement et accession à la propriété*

Récemment, une littérature croissante s'est focalisée sur la relation existant entre la politique du logement, l'accession à la propriété et la mobilité des salariés. Toutefois, les données comparables d'un pays à l'autre sur le coût des transactions et les politiques du logement sont assez éparses, tandis que les données

disponibles sur l'accession à la propriété ne sont que des moyennes sur certaines périodes<sup>35</sup>. Pour faire la lumière sur la relation existant entre l'accession à la propriété et le chômage, tout en neutralisant simultanément les effets d'autres facteurs institutionnels variant dans le temps, on peut examiner la corrélation simple existant entre les effets pays fixes tirés de la spécification de base et le taux d'accession à la propriété (défini ici comme le nombre de logements occupés par leur propriétaire rapporté à l'ensemble du parc de logements occupés). Comme le montre le graphique 2, cette corrélation est forte puisque plus d'un tiers de la variance entre les effets fixes semble s'expliquer par le taux moyen d'accession à la propriété dans les années 90. Ce constat est conforme aux résultats de la plupart des études macroéconomiques existantes (par exemple, Oswald, 1997, Cameron et Muellbauer, 1998, Green et Hendershott, 2001, Nickell *et al.*, 2005).

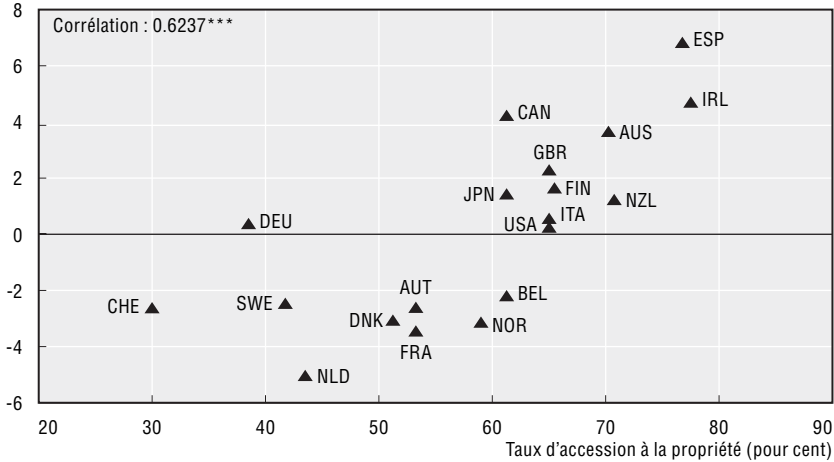
Toutefois, il convient de rester prudent quant aux conclusions de politique économique à tirer de ce résultat. En fait, l'accession à la propriété pourrait être endogène dans la mesure où, toutes choses étant égales par ailleurs, les sociétés ayant un degré moindre de mobilité interne et externe auront probablement des taux plus élevés d'accession à la propriété. Du point de vue de la politique économique, il est en effet crucial de déterminer si des taux élevés d'accession à la propriété induisent un chômage élevé en freinant la mobilité ou si une plus grande mobilité de la population active entraîne simultanément de faibles taux d'accession à la propriété et de meilleurs résultats sur le marché du travail. Toutefois, avec les données dont nous disposons, il est impossible d'identifier ces différents liens.

### **Salaire minimum**

Pour étudier l'impact du salaire minimum sur le chômage, l'approche naturelle consiste à augmenter l'ensemble de variables explicatives de la spécification de base (équation [1]) d'une mesure du salaire minimum comparable entre les pays. Si l'approche la plus fréquente consiste à utiliser le ratio salaires minimums bruts légaux/salaires médians ou moyens (voir, par exemple, OCDE, 1998 ; Elmeskov *et al.*, 1998), un petit nombre d'études combinent des informations sur le salaire minimum légal et le salaire minimum contractuel (par exemple Neumark et Wascher, 1999). Toutefois, ce dernier peut varier considérablement d'un secteur à l'autre et il dépend bien souvent de l'âge, de l'expérience et des qualifications des travailleurs. Ces informations détaillées sont rarement disponibles et, en tout état de cause, intrinsèquement difficiles à synthétiser en un indicateur unique, comparable d'un pays à l'autre. En outre, les effets sur l'emploi de minima négociés seront probablement très différents des effets d'un salaire minimum national uniforme. C'est pourquoi, conformément au courant dominant de la littérature dans ce domaine, les minima issus de négociations collectives sont exclus du champ de cette analyse. Toutefois, le principal inconvénient d'une focalisation sur les minima légaux, mesurés ici en pourcentage des salaires médians, est de diviser par deux l'échantillon d'estimation<sup>36</sup>.

Graphique 2. Effets pays fixes de la régression de base du chômage et taux d'accèsion à la propriété<sup>1</sup>

Effets pays fixes, en points de pourcentage



\*\*\* Statistiquement significatif au seuil de 1 %.

1. Les effets pays fixes sont tirés de l'équation du taux de chômage (tableau 1, colonne 1). Dans le cas de la Finlande, l'Allemagne et la Suède, ils se réfèrent à la période 1993-2003 (tandis que pour d'autres pays ils se réfèrent à la période 1982-2003). Les taux d'accèsion à la propriété sont des moyennes sur la période 1990-2000 (pour les sources et les détails méthodologiques, voir annexe 2).

Source : Estimation des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

Le tableau 4 présente le résultat de ces estimations. Conformément aux précédents travaux de l'OCDE (OCDE, 1998, Elmeskov *et al.*, 1998), on n'observe aucun impact important du salaire minimum sur le taux de chômage (colonne 1)<sup>37</sup>, excepté lorsqu'on omet de neutraliser l'écart de production (colonne 2). Ce dernier résultat peut s'expliquer par le caractère procyclique des salaires médians, qui rend le ratio salaire minimum/salaire médian hautement endogène en l'absence d'une bonne maîtrise du cycle d'activité. Conformément à cette interprétation, aucun impact important du salaire minimum n'est obtenu si l'on remplace dans la spécification l'écart de production (non reportée sur le tableau 4) par des variables de chocs macroéconomiques telles que celles utilisées dans le tableau 1. Inversement, conformément aux *a priori* théoriques, des estimations supplémentaires donnent à penser qu'un coin fiscal élevé a plus d'effets négatifs sur le chômage lorsque le salaire minimum est élevé (colonnes 3 et 4)<sup>38</sup>. L'impact estimé du salaire minimum sur l'élasticité du chômage au coin fiscal est important. Si l'on se fie aux estimations reportées dans les colonnes 3 et 4, une augmentation du ratio salaire minimum/salaire médian de 10 points de pourcentage<sup>39</sup> accroîtrait l'impact du coin fiscal sur le chômage d'environ 50 % dans le pays « moyen » de l'OCDE.

Tableau 4. Effets du salaire minimum légal sur le chômage, 1982-2003

	1	2	3	4
	Équation de base augmentée du salaire minimum	= 1 sans écart de production	= 1 avec un coin fiscal en interaction avec le salaire minimum	= 3 avec une interaction instrumentée <sup>2</sup>
<b>Effet direct des politiques/institutions :</b>				
Taux moyen de remplacement	0.095 [2.52]**	0.101 [2.82]***	0.091 [2.43]**	0.090 [2.39]**
Coin fiscal	0.236 [5.66]***	0.250 [4.40]***	0.237 [6.63]***	0.237 [6.62]***
Taux de syndicalisation	-0.047 [1.65]	0.011 [0.37]	-0.048 [1.66]*	-0.048 [1.65]*
LPE	0.013 [0.03]	-0.892 [1.56]	-0.566 [1.14]	-0.746 [1.32]
RMP	0.847 [3.13]***	1.158 [3.40]***	0.562 [2.16]**	0.473 [1.52]
Corporatisme fort	-1.764 [2.66]***	-2.826 [3.32]***	-1.645 [2.49]**	-1.608 [2.40]**
Salaire minimum <sup>1</sup>	-0.048 [1.30]	0.113 [2.31]**	0.029 [0.72]	0.052 [0.94]
<b>Interactions entre les politiques/institutions :</b>				
Coin fiscal * Salaire minimum			0.011 [4.12]***	0.015 [2.35]**
Test de F sur l'instrument <sup>3</sup>				23.16
Variables indicatrices des pays	oui	oui	oui	oui
Variables indicatrices du temps	oui	oui	oui	oui
Écart de production	oui	non	oui	oui
Observations	217	217	217	217
R au carré	0.98	0.98	0.98	0.92
Valeur absolue des statistiques t entre crochets.				
*, **, *** statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.				
1. Le salaire minimum est mesuré par le ratio salaire minimum légal/salaire médian (pour des détails, voir annexe 2).				
2. L'équation est estimée par la méthode des moindres carrés en deux étapes dans laquelle l'interaction entre le coin fiscal et le salaire between minimum est instrumentée par le produit des écarts du coin fiscal et du salaire minimum par rapport à leur moyenne respective propre à un pays.				
3. Statistique du test de F sur la significativité de l'instrument dans la régression de première phase.				
Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.				

### Politiques actives du marché du travail

La plupart des études macroéconométriques utilisent les dépenses par chômeur au titre des PAMT comme indicateur de l'effort financier des pays en faveur de l'emploi. Dans un souci de comparabilité entre pays, cet indicateur est exprimé en pourcentage du PIB par habitant (par exemple Scarpetta, 1996 ; Nickell, 1997, 1998 ; Nickell et Layard, 1999 ; Boone et van Ours, 2004). Dans la mesure où il est peu probable que les dépenses au titre des PAMT varient en proportion des fluctuations du chômage, il est vraisemblable que cet indicateur syn-

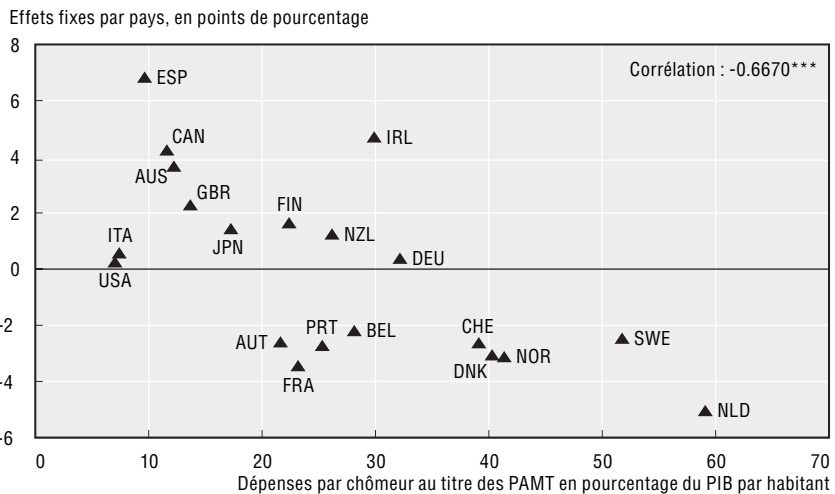


thétique sera pro-cyclique, autrement dit qu'il baissera lorsque le chômage progressera et augmentera dans le cas contraire. La littérature existante traite habituellement le biais d'endogénéité en résultant en instrumentant l'indicateur des dépenses au titre des PAMT par sa moyenne nationale et en estimant l'équation du chômage à l'aide des effets pays aléatoires. Toutefois, il est probable qu'une telle approche fournira des estimations non convergentes, car elle repose sur l'hypothèse improbable que les effets pays sont indépendants des autres variables explicatives. Une autre approche consiste à examiner la corrélation simple entre les moyennes nationales des dépenses au titre des PAMT et les effets fixes par pays tels qu'ils ressortent d'une analyse du chômage à l'aide de régressions sur données de panel. On observe une étroite corrélation entre les dépenses moyennes par chômeur au titre des PAMT, exprimées en pourcentage du PIB par habitant, et les effets fixes par pays obtenus à partir de la spécification de base, ce qui est cohérent avec la plupart des études disponibles (graphique 3). Toutefois, comme dans le cas discuté ci-dessus de l'accession à la propriété, ce résultat ne peut être aisément interprété comme attestant de l'existence d'une relation de causalité entre les dépenses au titre des PAMT et le chômage global.

Une approche plus ambitieuse consiste à utiliser la technique des variables instrumentales (VI) pour réestimer la spécification de base des effets fixes (tableau 1, colonne 1) augmentée de l'indicateur synthétique des PAMT. Ici, l'instrument retenu est la première différence retardée du résidu de la régression de l'indicateur des PAMT sur les valeurs actuelles et retardées de l'écart de production<sup>40</sup>. Alors que la régression non instrumentée donne un effet significatif des dépenses au titre des PAMT (tableau 5, colonne 1), le coefficient devient non significatif dans l'approche VI (colonne 2). Ce résultat pourrait être interprété comme un attestant de l'inexistence que les dépenses totales au titre des PAMT n'ont pas d'effets significatifs sur le chômage ; il pourrait également refléter la faible efficacité des estimateurs des doubles moindres carrés ou, comme nous l'analysons en détail ci-dessous, l'hétérogénéité des programmes actifs du marché du travail qui sont inclus dans l'indicateur synthétique des dépenses.

Une question connexe consiste à établir si les dépenses en faveur de l'emploi peuvent atténuer les effets négatifs d'une indemnisation généreuse du chômage. Cela se pourrait pour deux raisons principalement (Boone et Van Ours, 2004). La première est que les programmes orientés sur le long terme, comme les programmes de formation, visent à réduire le risque de chômage futur en améliorant les compétences des travailleurs et en limitant la non concordance entre l'offre et la demande d'emplois. Ainsi, des taux élevés de remplacement des prestations pourraient être complémentaires de ces programmes dans la mesure où ils diminuent l'incitation pour les stagiaires à accepter des offres d'emploi insatisfaisantes avant la fin du programme. La deuxième est que, outre qu'elles facilitent la recherche d'emploi, les PAMT peuvent être utilisées dans un but « d'activation »

Graphique 3. Effets fixes par pays tirés de la régression de base du chômage et dépenses au titre des PAMT<sup>1</sup>



\*\*\* Statistiquement significatif au seuil de 1 %.

1. Les effets fixes par pays sont tirés de l'équation du taux de chômage (tableau 1, colonne 1). Dans le cas de la Finlande, l'Allemagne et la Suède, ils se réfèrent à la période 1993-2003 (alors que pour d'autres pays ils se réfèrent à la période 1982-2003). Les taux d'accession à la propriété sont des moyennes sur la période 1990-2000 (pour les sources et les détails méthodologiques, voir annexe 2).

Source : Estimation des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

et sont donc susceptibles de motiver la recherche d'emploi car certains bénéficiaires de prestations cherchent à éviter de se conformer aux contraintes induites par ces programmes. Ce dernier effet sera probablement d'autant plus grand que le niveau d'indemnisation du chômage sera élevé par rapport au niveau de salaire potentiel sur le marché du travail. De fait, la littérature sur l'évaluation des programmes a montré qu'une bonne intégration des politiques actives et passives peut réduire efficacement les effets dissuasifs d'une indemnisation généreuse du chômage (OCDE, 2005).

Les deux dernières colonnes du tableau 5 utilisent deux méthodes différentes pour expliciter cette interaction. À la colonne 3, suivant Boone et van Ours (2004), la régression de base du chômage est augmentée de l'interaction entre le taux moyen de remplacement des indemnités et les moyennes propres au pays de la mesure synthétique des dépenses au titre des PAMT. Toutefois, ces estimations peuvent être sujettes au biais d'interaction omise évoqué à la deuxième section. Par conséquent, on suit l'approche VI développée précédemment pour obtenir des estimations de cette interaction, en exploitant la variation des séries temporelles de l'indicateur des PAMT (tableau 5, colonne 4)<sup>41</sup>. Le coefficient

Tableau 5. Politiques actives du marché du travail, 1985-2002

	1	2	3	4
	Équation de base + dépenses par chômeur au titre des PAMT en pourcentage du PIB par habitant (PAMTC)	= 1 avec PAMTC instrumentées <sup>1</sup>	Équation de base + interaction entre le taux de remplacement et la moyenne nationale des PAMTC <sup>2</sup>	= 3 avec interaction instrumentée entre le taux de remplacement et PAMTC <sup>3</sup>
<b>Effet direct des politiques/institutions :</b>				
Taux moyen de remplacement	0.129 [7.00]***	0.110 [5.27]***	0.107 [5.59]***	0.084 [3.12]***
Coin fiscal	0.233 [5.35]***	0.157 [4.07]***	0.272 [9.83]***	0.148 [3.62]***
Taux de syndicalisation	-0.029 [1.31]	-0.012 [0.40]	-0.025 [1.15]	0.017 [0.49]
LPE	-0.177 [0.50]	0.011 [0.03]	-0.117 [0.36]	-0.064 [0.16]
RMP	0.357 [1.50]	0.681 [2.25]**	0.643 [3.16]***	0.431 [1.29]
Corporatisme élevé	-1.917 [5.26]***	-2.243 [5.15]***	-1.698 [3.94]***	-2.680 [5.31]***
PAMTC	-0.028 [4.23]***	-0.015 [1.39]		-0.003 [0.27]
<b>Interactions entre les politiques/les institutions :</b>				
PAMTC*Taux moyen de remplacement			-0.002 [2.42]**	-0.002 [1.90]*
Test de F sur les instruments <sup>4</sup>		15.42		23.37
Variables indicatrices des pays	oui	oui	oui	oui
Variables indicatrices temporelles	oui	oui	oui	oui
Écart de production	oui	oui	oui	oui
Observations	332	272	434	272
R au carré	0.99	0.94	0.98	0.94

Valeur absolue des statistiques t entre crochets.

\*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5% et 1 %, respectivement.

1. 2NMC ; PAMTC est instrumenté par la première différence décalée des résidus d'une régression de PAMTC sur un maximum de trois valeurs décalées de l'écart de production.

2. L'équation de base est augmentée de l'interaction du taux moyen de remplacement avec la moyenne de PAMTC spécifique aux pays, les deux étant exprimées sous la forme d'écarts par rapport à leur moyenne d'échantillon.

3. 2NMC ; PAMTC est instrumenté par la première différence décalée des résidus d'une régression de PAMTC sur un maximum de trois valeurs décalées de l'écart de production ; l'interaction taux de remplacement \*PAMTC est instrumentée par le produit de l'écart du taux de remplacement par rapport à ses moyennes spécifiques aux pays et la première différence décalée des résidus d'une régression de PAMTC sur un maximum de trois valeurs décalées de l'écart de production.

4. Statistique du test de F sur la significativité des instruments dans la régression de première phase.

Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

estimé de l'interaction est robuste d'une méthode à l'autre et donne à penser que l'impact des indemnités de chômage est moindre dans les pays qui dépensent davantage au titre des PAMT. Si l'on se fie aux estimations, l'effet sur le chômage de la générosité de l'assurance-chômage devient statistiquement non significatif dans les pays à PAMT élevées, comme le Danemark ou les Pays-Bas<sup>42</sup>.

Le tableau 6 poursuit par une analyse désagrégée des effets sur le chômage des dépenses au titre des PAMT. Concrètement, l'indicateur synthétique des dépenses au titre des PAMT est décomposé en cinq grandes catégories disponibles dans la base de données de l'OCDE sur les politiques en faveur de l'emploi : service public de l'emploi (SPE) et administration ; programmes de formation ; mesures en faveur des jeunes ; emplois aidé et mesures en faveur des handicapés (pour les détails, voir annexe 2).

Les colonnes 1 à 3 du tableau 6 présentent des estimations de spécifications couvrant les cinq catégories. La colonne 1 présente des estimations par la méthode des effets fixes et la colonne 2 des estimations par la méthode des VI. La colonne 3 présente en outre les estimations par la méthode des effets fixes obtenues en remplaçant les dépenses par chômeur au titre des PAMT, exprimées en pourcentage du PIB par habitant, par les dépenses au titre des PAMT en pourcentage du PIB, comme le suggère Estevao (2003). Étant donné que, toutes choses égales par ailleurs, les dépenses au titre des PAMT augmentent et le PIB décroît lorsque le chômage progresse, le coefficient estimé des dépenses liées aux PAMT en pourcentage du PIB présente à l'évidence un biais à la hausse. Toutefois, si son estimation est négative et significative, son estimation fournira une limite inférieure (en valeur absolue) de l'effet véritable des PAMT. La formation liée au marché du travail est la seule catégorie de PAMT dont le coefficient négatif apparaît robuste aux trois méthodes d'estimation, ce qui est conforme aux résultats de Boone et van Ours (2004). On observe également que la significativité statistique des dépenses au titre des programmes de formation est robuste à l'exclusion des autres catégories de PAMT de l'équation estimée (colonnes 4 à 6), mais aussi à l'estimation par les systèmes GMM dans laquelle les PAMT et l'écart de production sont supposés endogènes (colonne 7)<sup>43</sup>. Puisque les estimations des limites inférieures (colonnes 3 et 6) sont significatives dans le cas de la formation, il est possible d'en conclure que, pour le pays moyen de l'OCDE, un accroissement des dépenses par chômeur au titre des programmes de formation, en pourcentage du PIB par habitant, de 4 points de pourcentage<sup>44</sup> réduirait le chômage *d'au minimum* 0.2 point de pourcentage. Cette valeur passe à 0.6 point de pourcentage si les simulations reposent sur des estimations par les VI ou les GMM.

Ces résultats apportent un éclairage supplémentaire sur le rôle des PAMT dans la réduction du chômage<sup>45</sup> et peuvent être considérés comme complémentaires des études microéconométriques. En fait, dans la pratique, l'équilibre général et les effets à long terme ne peuvent guère être pris en compte dans les

Tableau 6. Catégories de politiques actives du marché du travail, 1985-2002

	1	2	3	4	6	5	7
	Équation de base + dépenses par chômeur au titre des PAMT par catégorie, en pourcentage du PIB par habitant	= 1 avec variables des PAMT instrumentées <sup>1</sup>	Équation de base + dépenses au titre des PAMT par catégorie, en pourcentage du PIB <sup>2</sup>	Équation de base + dépenses de formation par chômeur en pourcentage du PIB par habitant	= 4 avec formation instrumentée <sup>1</sup>	Équation de base + dépenses de formation en pourcentage du PIB <sup>2</sup>	= 4 estimé par les systèmes GMM <sup>3</sup>
<b>Effet direct des catégories de PAMT :</b>							
Formation	-0.078 [4.92]***	-0.189 [3.36]***	-0.058 [2.17]**	-0.086 [5.58]***	-0.158 [4.32]***	-0.053 [1.70]*	-0.124 [2.08]**
SPE	-0.149 [3.17]***	-0.044 [0.48]	0.184 [2.63]***				
Mesures en faveur des jeunes	0.056 [1.44]	0.095 [0.83]	0.287 [5.61]***				
Emploi aidé	-0.025 [1.31]	0.023 [0.28]	-0.034 [1.40]				
Mesures en faveur des handicapés	0.054 [3.16]***	0.064 [1.43]	0.200 [4.98]***				
Test de F sur l'instrument <sup>4</sup>		10.32			22.19		
Test de Hansen (valeur de P)							1.00
Test Arellano-Bond AR1							-2.39**
Test Arellano-Bond AR2							-1.86*
Contrôles de base <sup>5</sup>	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Variables indicatrices des pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui	non
Variables indicatrices du temps	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Écart de production	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Observations	324	266	324	324	266	324	298
R au carré	0.99	0.94	0.99	0.99	0.94	0.99	

Valeur absolue des statistiques t entre crochets.

\*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.

1. Estimations de 2NMC. Les variables des PAMT sont instrumentées par la première différence décalée des résidus de leur régression sur un maximum de trois valeurs décalées de l'écart de production.
2. Pour faciliter la comparaison avec les autres colonnes, le ratio dépenses au titre des PAMT/PIB est divisé par la moyenne de l'échantillon du ratio chômage/population.
3. Estimations GMM-SYS à une phase. Le terme d'erreur est modélisé comme un processus ARMA avec une composante AR(1). La formation et l'écart de production sont traités comme des variables endogènes. La restriction commune des facteurs n'est pas imposée. Seuls les effets à long terme sont présentés. Le taux de chômage, la formation et l'écart de production aux temps t-2, t-3 et t-4 sont utilisés comme instruments dans l'équation de différence. Les premières différences du taux de chômage, de la formation et de l'écart de production aux temps t-2, t-3 et t-4 sont utilisées comme instruments dans l'équation du niveau. La statistique de Hansen-Sargan fournit un test de suridentification des restrictions. Le modèle est rejeté si la statistique est significative. Les statistiques de Arellano-Bond testent l'autocorrélation de la première différence des résidus pour un ordre 1 et 2 et sont normalement distribuées sous hypothèse nulle. Le modèle est rejeté si l'on constate une indication d'autocorrélation d'ordre 2.
4. Statistique du test de F sur l'importance des instruments dans la régression en première phase.
5. Les contrôles de base sont le taux moyen de remplacement des prestations, le coin fiscal, la LPE, la RMP et une variable indicatrice d'un corporatisme fort.

Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

études de microévaluation. Ces études pourraient donc avoir tendance à être trop optimistes pour ce qui est des programmes impliquant des effets potentiels de substitution importants (emploi aidé, par exemple) mais également trop pessimistes pour ce qui est des programmes qui ne seront probablement rentables que sur le long terme (programmes de formation).

## INTERACTIONS ENTRE INSTITUTIONS ET CHOCS

Il a été avancé récemment que le degré actuel d'hétérogénéité des politiques et des institutions est largement antérieur aux évolutions contrastées des performances des pays de l'OCDE en matière de chômage depuis le début des années 70, et donc ne peuvent les expliquer (Blanchard et Wolfers, 2000). L'analyse présentée dans les sections précédentes ne confirme pas ce point de vue dans la mesure où une proportion importante des fluctuations du chômage d'un pays à l'autre entre 1982 et 2003 peut être expliquée par un modèle ne considérant que les institutions et l'écart de production. Mais, en plus d'effets permanents, il se peut qu'au cours des trois dernières décennies les politiques et les institutions aient eu un impact temporaire mais persistant sur le chômage via leur interaction avec la série de chocs macroéconomiques défavorables auxquels ont fait face les pays de l'OCDE, notamment les chocs pétroliers, les chocs affectant les taux d'intérêt réels et le ralentissement du progrès technologique<sup>46</sup>. L'objet de cette section est d'analyser ces interactions entre institutions et chocs.

Il existe divers canaux à travers lesquels les différences de politiques entre pays peuvent conduire à des résultats divergents en matière d'emploi face à des chocs pourtant identiques. En particulier, un grand nombre de politiques et d'institutions avancées pour expliquer un chômage structurel élevé peuvent également accroître la persistance du chômage. Par exemple, en protégeant les travailleurs en place (« insiders ») contre le risque de perte de revenu, une indemnisation du chômage généreuse et/ou une LPE stricte peut réduire la sensibilité des salaires au contexte économique général, empêchant ainsi un retour rapide du chômage à son niveau initial après un choc (voir, par exemple, Blanchard, 1999). Des « turbulences économiques » accrues, par exemple des pertes de compétences accrues du fait des licenciements entraînés par le progrès technologique biaisé ou par la réaffectation plus fréquente des facteurs de production entre secteurs industriels, peuvent même conduire à une huasse permanente du chômage en cas d'indemnisation généreuse du chômage, car les salaires des travailleurs licenciés ne s'ajustent pas à des conditions de marché moins favorables (Ljungqvist et Sargent, 1998)<sup>47</sup>. En outre, une RMP stricte peut accroître encore la persistance du chômage en rendant la demande de main d'œuvre moins sensible aux salaires. Au contraire, certaines catégories de PAMT, comme l'aide à la recherche d'emploi, peuvent accroître l'influence des travailleurs exclus du marché du travail (« outsiders »), qui englobent les chômeurs de longue durée, les jeunes et/ou certains groupes de travailleuses, sur la

détermination des salaires et réduire ainsi les salaires et la persistance du chômage. Un haut degré de centralisation et/ou de coordination des négociations salariales peut également accélérer l'ajustement des salaires à des chocs défavorables au niveau global. Parmi les autres déterminants structurels pertinents, qui ne sont pas couverts ci-dessous mais qui ont été étudiés dans de précédents travaux, on peut citer notamment la concurrence sur les marchés financiers<sup>48</sup>.

Les résultats d'études empiriques récentes<sup>49</sup> montrent les différences de résilience aux chocs de la production et de l'emploi d'un pays à l'autre, principalement entre les États-Unis et les pays d'Europe continentale, et des précédents travaux donnent à penser que les politiques structurelles semblent importer à cet égard<sup>50</sup>. Ces résultats sont cohérents avec la littérature empirique, selon laquelle les interactions entre institutions et chocs ont contribué à déterminer les évolutions de l'emploi sur les dernières décennies<sup>51</sup>. Dans un article faisant autorité, Blanchard et Wolfers (2000) constatent que les interactions entre institutions et politiques du marché du travail, mesurées par les moyennes nationales des indicateurs correspondants sur la période 1960-1995, et les chocs macroéconomiques ont été des facteurs déterminants de la dispersion croissante des taux de chômage dans le temps, dans les pays de l'OCDE<sup>52</sup>. Mais leur analyse ne prend pas en compte l'impact direct des changements ayant affecté les institutions, ce qui conduit à douter de l'ampleur des effets estimés. Abordant cette question, deux autres études récentes qui tentent de dissocier les rôles joués par les institutions et les interactions entre institutions et chocs, concluent à la prépondérance manifeste des effets directs (Nickell *et al.*, 2005 ; Nunziata, 2002). De même, comme nous l'avons déjà noté, le fait que les régressions présentées aux sections précédentes rendent compte d'une part importante des tendances du chômage sur la période 1982-2003<sup>53</sup> est cohérent avec le point de vue selon lequel les interactions entre institutions et chocs *ne* fournissent probablement *qu'*une explication complémentaire de l'évolution du chômage.

### **Chocs non observés**

Cette section présente les résultats d'une étude économétrique, à l'aide de données de panel, des effets sur le chômage des interactions entre institutions et chocs. L'idéal serait que l'analyse couvre une période plus longue englobant en particulier les grands chocs pétroliers et chocs des taux d'intérêt réels des années 70 et du début des années 80. Toutefois, certains indicateurs de politique et indicateurs institutionnels de l'OCDE ne sont disponibles que pour des périodes plus courtes, par exemple depuis 1982 et 1979, respectivement, pour la LPE et le coin fiscal. Pour contourner cette difficulté, des moyennes nationales des indicateurs sont calculées sur les plus longues périodes disponibles puis interagies avec des variables de chocs macroéconomiques<sup>54</sup>. Cette approche s'inscrit dans la ligne d'autres travaux empiriques récents sur le sujet et il a été démontré qu'elle donne

des résultats plus stables que lorsqu'on utilise des indicateurs de politique variant dans le temps (Blanchard et Wolfers, 2000). Un autre avantage secondaire de l'approche est qu'elle permet d'utiliser l'estimation par l'OCDE du taux de couverture des conventions collectives, qui n'est disponible que pour trois années (1980, 1990 et 2000) en lieu et place du taux de syndicalisation, ce qui permet de mieux capter la puissance des syndicats dans la négociation salariale<sup>55</sup>. De même, une analyse de la variance sur ces données montre que la variation des politiques et des institutions d'un pays à l'autre pèse davantage leur variation dans le temps, du moins pour l'échantillon considéré. Ceci laisse à penser qu'on ne perd qu'une quantité limitée d'informations en omettant la dimension temporelle des indicateurs de politique lorsqu'on utilise ces derniers dans des termes d'interaction<sup>56</sup>.

L'analyse se poursuit avec l'estimation, par la méthode des moindres carrés non linéaires, d'une équation simple du chômage avec des interactions entre des institutions ne variant pas dans le temps et des chocs non observés sur la période 1970-2003, dans l'esprit de Blanchard-Wolfers (2000) :

$$U_{it} = \lambda_t \left( 1 + \sum_j \gamma_j (\bar{X}_i^j - \bar{X}^j) \right) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

où  $\bar{X}_i^j$  est la moyenne nationale de l'indicateur de politique  $X^j$  pour le pays  $i$  sur la plus longue période disponible<sup>57</sup>,  $\bar{X}^j$  est la moyenne d'échantillon de l'indicateur de politique  $X^j$ <sup>58</sup> et  $\lambda_t$  est une variable indicatrice du temps qui est supposée saisir un ensemble indéfini de chocs communs à tous les pays<sup>59</sup>. Toutefois, on ne peut estimer de manière fiable l'équation [3] avec l'ensemble des institutions invariantes dans le temps comme variables explicatives, du fait de problèmes de multicollinéarité. La multicollinéarité résulte de la forte corrélation (entre pays) qui existe entre plusieurs indicateurs de politique utilisés comme variables explicatives (encadré 2).

Il n'existe pas de manière directe de s'attaquer au problème de la multicollinéarité. Pour identifier les variables de politique pertinentes avec un degré de confiance plus grand, la stratégie mise en œuvre ici est la suivante. L'équation [3] est estimée, dans un premier temps, avec deux variables pour toutes les (15) paires possibles de politiques et d'institutions. Les politiques et/ou institutions jugées non significatives dans l'une *au moins* des 15 régressions sont ensuite écartées et l'on s'appuie sur les politiques et/ou institutions restantes pour estimer les équations à trois variables. La procédure de sélection se poursuit jusqu'au choix d'un modèle final. On peut conclure sans risque de ce « tournoi statistique » que les politiques et/ou institutions « ayant survécu à l'épreuve » affectent le chômage de façon significative via leur interaction avec les chocs. Le modèle final choisi par le biais de cette procédure comporte deux variables (tableau 7,



**Encadré 2. Corrélation entre pays entre les politiques et les institutions : mise en évidence et conséquences pour l'analyse économétrique**

Les corrélations entre pays entre les différents indicateurs de politique et indicateurs institutionnels utilisés tout au long de ce document sont habituellement fortes. Par exemple, comme le montre le tableau ci-dessous, les pays qui ont une LPE stricte tendent à avoir des coins fiscaux élevés (faibles) et une proportion importante (faible) de travailleurs couverts par des conventions collectives.

**Corrélation entre pays entre les moyennes nationales des indicateurs institutionnels**

Coefficients de corrélation

	Taux de remplacement	Coin fiscal	Couverture des conventions collectives	LPE	RMP (variant dans le temps)	Corporatisme élevé
Taux de remplacement	1					
Coin fiscal	0.39	1				
Couverture des conventions collectives	0.47	0.61	1			
LPE	0.16	0.67	0.55	1		
RMP (variant dans le temps)	0.12	0.28	0.38	0.44	1	
Corporatisme élevé	0.30	-0.04	0.25	0.65	0.16	1

En conséquence, les estimations de l'équation [3] incluant l'ensemble des politiques et institutions invariants dans le temps souffre de problèmes de multicollinéarité. Le tableau ci-dessous illustre le problème. À la colonne 1, l'équation [3] est estimée à l'aide du même ensemble d'institutions que dans la régression de base de la section du texte principal, sauf que le taux de syndicalisation est remplacé par le taux de couverture des conventions collectives. Les résultats sont dans la lignée de ceux de Blanchard-Wolfers (2000), c'est-à-dire que tous les coefficients sont du signe attendu et statistiquement significatifs, bien qu'uniquement au seuil de 10 % dans le cas de la RMP, à l'exception du coin fiscal qui est de signe négatif. Si la plupart des indicateurs de politique conservent le même signe et le même niveau de significativité statistique lorsqu'ils sont étudiés dans le cadre d'équations séparées (colonnes 2 à 7), le coefficient du coin fiscal devient positif et significatif (colonne 3). On ne peut pas non plus tirer de ces équations des conclusions robustes en termes de politique, car le coefficient positif du coin fiscal pourrait saisir simplement l'impact positif d'une autre variable de politique à laquelle le coin fiscal est fortement corrélé.

**Encadré 2. Corrélation entre pays entre les politiques  
et les institutions : mise en évidence et conséquences  
pour l'analyse économétrique (suite)**

**Interactions entre institutions et chocs :  
différents modèles avec chocs non observés, 1970-2003**

Interactions chocs/institutions	1	2	3	4	5	6	7
<b>Taux de remplacement</b>	0.03 [7.68]***	0.03 [6.80]***					
Coin fiscal	-0.03 [4.05]***		0.02 [3.17]***				
Couverture des conventions collectives	0.01 [3.90]***			0.01 [5.16]***			
LPE	0.11 [2.28]**				0.11 [2.92]***		
RMP	0.06 [1.73]*					0.17 [5.59]***	
Corporatisme élevé	-0.98 [10.21]***						-0.54 [5.54]***
Observations	669	669	669	669	669	669	669
R carré	0.81	0.77	0.76	0.77	0.76	0.77	0.77

Moindres carrés non linéaires. Valeur absolue des statistiques t entre crochets.

\* Significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

colonne 1) : des indemnités de chômage élevées amplifient les effets sur le chômage d'un choc donné alors qu'un degré de corporatisme élevé a l'effet contraire, ce qui est conforme aux résultats des travaux antérieurs<sup>60</sup>. Si l'on se fie aux estimations, une augmentation du taux moyen de remplacement des prestations de 10 points de pourcentage accroît de 0.4 point de pourcentage *ex-post* l'impact d'un choc de chômage de 1 point de pourcentage *ex-ante*, tandis que le passage à un système de négociation hautement centralisé/coordonné le réduirait de 0.8 point de pourcentage. On ne peut pas tirer de conclusions fermes quant aux politiques et/ou aux institutions écartées du « tournoi statistique », étant donné qu'un possible impact significatif a pu être obscurci par l'effet encore plus significatif d'autres variables, même si leur impact semble conforme aux *a priori* théoriques.

La colonne 2 du tableau 7 augmente l'équation [3] de l'effet direct sur le chômage des politiques et des institutions qui vient se rajouter à leur impact *via* les interactions avec les chocs :

$$U_{it} = \sum_j \beta_j X_{it}^j + \lambda_i \left( 1 + \sum_j \gamma_j (\bar{X}_i^j - \bar{X}^j) \right) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [4]$$

où  $\sum_j \beta_j X_{it}^j$  désigne l'ensemble habituel de politiques et d'institutions variant dans le temps. Pour étendre le plus possible la période d'échantillon, on omet la LPE, ce qui devrait constituer une perte minime étant donné le peu d'importance de cet indicateur de politique dans la régression de base du chômage de la section 1. De même, le coin fiscal considéré ici n'est pas tiré des modèles fiscaux de l'OCDE mais plutôt des comptes nationaux<sup>61</sup>. Avec ces changements, l'équation [4] peut être estimée sur la période 1975-2003.

On observe principalement deux résultats. Le premier est la robustesse de l'impact des interactions entre chocs et politiques et/ou institutions à la prise en compte des effets directs des institutions, comme en témoignent les coefficients statistiquement significatifs des indemnités de chômage et de la variable indicatrice d'un corporatisme élevé dans  $\bar{X}_i^j$ . Le second est la cohérence des effets directs des politiques et des institutions avec ceux estimés à la section 1 : les indemnités de chômage, le coin fiscal et la RMP (quoique uniquement au seuil de 10 %) tendent à accroître le chômage, tandis qu'un degré élevé de corporatisme tend à le réduire. Globalement, ces résultats suggèrent que les effets directs et indirects des politiques et des institutions se complètent pour expliquer l'évolution du chômage. On note également un résultat plus spéculatif suivant lequel les dépenses au titre des PAMT diminuent les effets des chocs sur le chômage (tableau 7, colonne 3) alors que des taux élevés d'accession à la propriété les amplifient (colonne 4), même s'il ne faut pas, contrairement à la plupart des autres variables explicatives, faire trop de cas de ces résultats du fait des problèmes potentiels de multicollinéarité.

### Chocs observés

Pour mieux saisir la nature des chocs affectant le chômage, on peut remplacer l'ensemble des variables indicatrices temporelles utilisé précédemment par l'ensemble de chocs observables considérés à la section 1 :

$$U_{it} = \sum_j \beta_j X_{it}^j + \left( \sum_l \varphi_l Z_{it}^l \right) \left( 1 + \sum_j \gamma_j (\bar{X}_i^j - \bar{X}^j) \right) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

où  $\sum_l \varphi_l Z_{it}^l$  est l'ensemble des variables macroéconomiques observées, désignées ici sous le nom de « chocs », que l'on fait interagir avec les politiques et les institutions<sup>62</sup>.

Tableau 7. Interactions entre les chocs et les institutions :  
 modèles finals avec chocs non observés

	1	2	3	4
	Modèle final retenu 1970-2003	= 1 avec neutralisation de l'effet direct des institutions 1975-2003	= 1 avec PAMT et neutralisation de l'effet direct des institutions, 1975-2003	= 1 avec accession à la propriété et neutralisation de l'effet direct des institutions, 1975-2003
<b>Effet direct des institutions :</b>				
Taux moyen de remplacement		0.06 [3.73]***	0.07 [4.41]***	0.07 [4.51]***
Coin fiscal		0.18 [5.08]***	0.17 [4.85]***	0.19 [5.14]***
Taux de syndicalisation		-0.03 [1.38]	-0.01 [0.65]	-0.01 [0.65]
RMP		0.34 [1.73]*	0.41 [2.15]**	0.15 [0.77]
Corporatisme fort		-1.38 [4.40]***	-1.75 [5.37]***	-1.79 [5.26]***
<b>Interactions chocs/institutions :</b>				
Taux moyen de remplacement	0.04 [9.50]***	0.04 [6.21]***	0.05 [6.64]***	0.04 [6.44]***
Corporatisme fort	-0.85 [8.65]***	-0.95 [5.43]***	-0.89 [5.16]***	-0.65 [3.88]***
PAMT			-0.01 [3.58]***	
Accession à la propriété				0.03 [4.92]***
Variables indicatrices des pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables indicatrices du temps	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	669	516	516	468
R au carré	0.80	0.87	0.87	0.88
Moindres carrés non linéaires. Valeur absolue des statistiques t entre crochets. *, **, *** statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 % respectivement. Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.				

Le tableau 8 indique qu'en effet ces chocs affectent le chômage non seulement directement mais aussi indirectement via leurs interactions avec certaines politiques et institutions. Les conclusions tirées précédemment des équations à partir de chocs non observés sont largement confirmées lorsqu'on utilise à la place des chocs observés. Globalement, ces estimations, ainsi que les travaux antérieurs, suggèrent clairement que les politiques et les institutions, les chocs macroéconomiques et les interactions entre eux influencent l'évolution du chômage.

**Dissocier les effets d'amplification des effets de persistance**

Par construction, le cadre statique utilisé jusqu'ici (tableaux 7 et 8) ne fournit aucune information permettant d'établir si les politiques et les institutions amplifient (atténuent) l'effet initial d'un choc sur le chômage et/ou si elles le rendent plus (moins) persistant. Ces deux aspects contribuent à déterminer le degré de résilience des marchés du travail aux chocs macroéconomiques défavorables. À cet égard, les politiques et les institutions qui amplifient l'impact initial d'un choc n'accroissent pas nécessairement sa persistance, et vice versa. Par exemple, des coûts de licenciement élevés peuvent, à court terme, dissuader les entreprises de débaucher mais pourraient également ralentir le processus d'ajustement des salaires et la réaffectation des travailleurs à des emplois plus productifs, retardant ainsi le retour du chômage à son niveau initial moins élevé. De même, une RMP stricte génère des rentes qui permettent aux entreprises de minimiser les licenciements à court terme mais peut ralentir la réaffectation des ressources et allonger la période de chômage excédentaire en rendant la demande de main-d'œuvre moins réactive au déclin probable des salaires. Pour explorer plus avant ce problème, on estime différentes versions du modèle dynamique suivant avec des chocs non observés :

$$\Delta U_{it} = - \left( \phi - \sum_j \gamma_j (\bar{X}_i^j - \bar{X}^j) \right) U_{it-1} + \lambda_i \left( 1 + \sum_k \gamma_k (\bar{X}_i^k - \bar{X}^k) \right) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

Cette équation distingue clairement le mécanisme d'amplification du mécanisme de persistance. Le terme de chômage différé, dans la partie droite de l'équation, capte la persistance du chômage tandis que le second décrit les interactions à court terme entre institutions et chocs, c'est-à-dire le mécanisme d'amplification. La persistance et l'amplification des chocs non observés sont supposées être fonction des politiques et des institutions. Un  $\gamma_j$  positif (négatif) et significatif implique que la politique ou l'institution  $\bar{X}_i^j$  considérée accroît (diminue) la persistance du chômage. De même, un  $\gamma_k$  positif (négatif) et significatif implique que la politique ou l'institution  $\bar{X}_i^k$  considérée amplifie (atténue) l'impact initial d'un choc sur le chômage.

Le point de départ de l'analyse est le modèle statique final à chocs non observés ou des chocs observés sélectionné précédemment (tableau 7,

Tableau 8. Interactions entre chocs et institutions : modèles avec chocs observés

	1	2	3
	Modèle final retenu avec interactions, 1975-2003	= 1 avec prise en compte de l'effet direct des institutions, 1975-2003	= 2 avec choc affectant la demande de main- d'œuvre, 1975-2003
<b>Effet direct des institutions :</b>			
Taux moyen de remplacement		0.06 [3.54]***	0.04 [2.46]**
Coin fiscal		0.21 [6.08]***	0.22 [6.30]***
Taux de syndicalisation		-0.01 [0.37]	-0.02 [0.88]
RMP		0.29 [1.96]*	0.33 [2.30]**
Corporatisme fort		-0.96 [2.97]***	-1.02 [3.35]***
<b>Interactions chocs/institutions :</b>			
Taux moyen de remplacement	0.05 [5.90]***	0.04 [4.65]***	0.06 [6.44]***
Corporatisme fort	-0.89 [4.83]***	-0.80 [3.91]***	-1.30 [5.41]***
<b>Effet direct des chocs :</b>			
Choc affectant la PTF	-10.81 [3.35]***	-12.65 [3.99]***	-5.92 [2.18]**
Choc affectant les termes de l'échange	4.95 [3.94]***	5.97 [3.26]***	7.09 [4.46]***
Choc affectant le taux d'intérêt	0.42 [15.36]***	0.34 [11.87]***	0.29 [10.77]***
Choc affectant la demande de main-d'œuvre			11.45 [4.36]***
Variables indicatrices des pays	Oui	Oui	Oui
Variables indicatrices du temps	Oui	Oui	Oui
Observations	548	505	487
R au carré	0.79	0.86	0.88

Moindres carrés non linéaires. Valeur absolue des statistiques t entre crochets.

\*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

colonne 2, et tableau 8, colonne 3, respectivement). Les versions dynamiques de ce modèle<sup>63</sup> suggèrent que l'indemnisation du chômage et un degré de corporatisme élevé affectent l'impact initial d'un choc mais pas les mécanismes d'ajustement (tableaux 9 et 10, colonne 1)<sup>64</sup>. En conséquence, ces deux institutions sont supprimées du coefficient de chômage décalé (tableaux 9 et 10, colonne 2), et l'équation obtenue sert de base pour la réévaluation des politiques et des institutions qui n'ont pas été jugées robustes à la procédure de sélection suivie antérieurement. Chacune de ces politiques et de ces institutions est étudiée dans le cadre de régressions séparées afin de conserver des spécifications parcimonieuses et de minimiser les problèmes de multicollinéarité.

Il apparaît qu'un coin fiscal élevé atténue l'impact initial d'un choc, reflétant probablement le rôle plus fort joué par les stabilisateurs fiscaux dans les pays à fiscalité élevée, alors qu'on n'observe aucun effet significatif sur la persistance (tableaux 9 et 10, colonne 3). La puissance des syndicats dans les négociations salariales, captée par le taux de couverture des conventions collectives, semble accroître la persistance, bien que son impact ne soit significatif qu'au seuil de 10 % et que lorsqu'on considère les chocs non observés (tableau 9, colonne 4). Il apparaît qu'une LPE et une RMP strictes réduisent l'impact à court terme d'un choc défavorable mais allongent le processus d'ajustement, bien que l'effet négatif à court terme de la RMP ne soit significatif que lorsqu'on considère les chocs observés (tableaux 9 et 10, colonne 5). Ce résultat suggère que la LPE et la RMP avaient été éliminées par la procédure de sélection du modèle statique car elles ont des effets opposés sur l'amplification et la persistance<sup>65</sup>. On observe que des dépenses élevées au titre des PAMT réduisent la persistance des chocs, et probablement leur impact initial (tableaux 9 et 10, colonne 7), confortant quelque peu le point de vue selon lequel certaines catégories de PAMT améliorent l'adéquation de l'offre et de la demande de travail. Enfin, des taux élevés d'accession à la propriété semblent amplifier l'impact initial des chocs tout en allongeant le processus d'ajustement, bien que l'effet de persistance ne soit pas significatif lorsqu'on considère les chocs observés (tableaux 9 et 10, colonne 8).

La principale conclusion de cette section est que les politiques et les institutions affectent l'évolution du chômage non seulement via leurs effets directs mais également via leurs interactions avec les chocs économiques. Des éléments empiriques indiquent clairement que les effets sur le chômage des chocs liés à la PTF, aux termes de l'échange, aux taux d'intérêt réel et à la demande de main-d'œuvre dépendent au moins en partie du cadre politique et institutionnel. Il est en revanche difficile d'identifier précisément quelles politiques et quelles institutions jouent un rôle important, notamment parce que la plupart des pays tendent à avoir des politiques analogues (laxistes ou strictes) dans tous les domaines. L'analyse économétrique suggère en outre un certain nombre de conclusions en termes de politique. En particulier, une indemnisation du chômage élevée amplifie les

Tableau 9. **Dissocier les effets de persistance des effets d'amplification : chocs non observés, 1970-2003**

	1	2	3	4	5	6	7	8
	Modèle final retenu dans les régressions statistiques	= 1 uniquement avec des termes significatifs	= 2 avec coin fiscal	= 2 avec taux de syndicalisation	= 2 avec LPE	= 2 avec RMP	= 2 avec PAMT	= 2 avec accession à la propriété
<b>Coefficient de persistance :</b>								
$1 - \phi$	0.911 [4.89]***	0.915 [4.98]***	0.914 [5.02]***	0.920 [4.60]***	0.906 [5.39]***	0.905 [5.69]***	0.903 [5.37]***	0.889 [5.33]***
<b>Effet des institutions sur la persistance des chocs :</b> $\gamma_j$								
Taux moyen de remplacement	-0.012 [0.79]							
Coin fiscal			0.009 [0.52]					
Couverture des négociations collectives				0.018 [1.71]*				
LPE					0.190 [1.90]*			
RMP						0.697 [4.55]***		
Corporatisme fort	-0.354 [1.17]							
PAMT							-0.015 [2.21]**	
Accession à la propriété								0.020 [2.61]***
<b>Effet des institutions sur l'amplification des chocs :</b> $\gamma_k$								
Taux moyen de remplacement	0.035 [5.59]***	0.034 [5.45]***	0.039 [5.61]***	0.031 [4.48]***	0.035 [5.63]***	0.032 [5.50]***	0.036 [5.78]***	0.041 [5.64]***
Coin fiscal			-0.015 [1.93]*					
Couverture des négociations collectives				0.003 [0.90]				
LPE					-0.137 [2.46]**			
RMP						-0.057 [0.78]		
Corporatisme fort	-0.729 [4.66]***	-0.725 [4.65]***	-0.768 [4.82]***	-0.778 [5.06]***	-0.717 [4.66]***	-0.519 [3.57]***	-0.688 [4.37]***	-0.624 [3.49]***
PAMT							-0.003 [1.19]	



Tableau 9. Dissocier les effets de persistance des effets d'amplification : chocs non observés, 1970-2003 (suite)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Modèle final retenu dans les régressions statistiques		= 1 uniquement avec des termes significatifs	= 2 avec coin fiscal	= 2 avec taux de syndicalisation	= 2 avec LPE	= 2 avec RMP	= 2 avec PAMT	= 2 avec accession à la propriété
Accession à la propriété								0.024 [3.61]***
Variables indicatrices des pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables indicatrices du temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	646	646	646	646	646	646	646	586
R au carré	0.42	0.41	0.42	0.42	0.42	0.45	0.42	0.44

Moindres carrés non linéaires. Valeur absolue des statistiques t entre crochets.  
 \*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.  
 Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

effets sur le chômage de chocs défavorables. Il apparaît au contraire qu'un degré de corporatisme élevé améliore la résilience du marché du travail. Des éléments plus spéculatifs suggèrent qu'un montant important de dépenses au titre des PAMT a des effets similaires alors que des taux élevés d'accession à la propriété ralentissent l'ajustement du marché du travail. Par ailleurs, tout en atténuant l'impact initial de chocs défavorables, une LPE et/ou une RMP stricte semblent les rendre plus persistants.

## CONCLUSIONS

Cet article contribue à la littérature macroéconométrique existante sur les déterminants institutionnels et politiques du chômage dans deux domaines en particulier : i) à l'aide de données actualisées de l'OCDE sur les politiques et les institutions, il présente un nouvel ensemble d'estimations, mettant particulièrement l'accent sur les questions de robustesse qui bien souvent ne suscitaient qu'une attention limitée dans les études antérieures ; et, ii) il aborde des problèmes apparus plus récemment dans la littérature comme l'impact de la réglementation des marchés de produits, les interactions entre les politiques et les institutions, et l'impact des politiques et des institutions sur la résilience économique aux chocs macroéconomiques.

Les principaux résultats de ce document peuvent se résumer comme suit :

- En moyenne, il apparaît que les évolutions des politiques et des institutions

Tableau 10. Dissocier les effets de persistance des effets d'amplification : chocs observés, 1970-2003

	1	2	3	4	5	6	7	8
	Modèle final retenu dans les régressions statistiques	= 1 uniquement avec des termes significatifs	= 2 avec coin fiscal	= 2 avec taux de syndicalisation	= 2 avec LPE	= 2 avec RMP	= 2 avec PAMT	= 2 avec accession à la propriété
<b>Coefficient de persistance :</b>	0.901	0.901	0.895	0.901	0.888	0.889	0.893	0.892
$1 - \phi$	[5.88]***	[6.76]***	[6.80]***	[6.72]***	[7.24]***	[7.56]***	[7.18]***	[6.42]***
<b>Effet des institutions sur la persistance des chocs :</b>								
$\gamma_i$								
Taux moyen de remplacement	-0.015							
	[1.00]							
Coin fiscal			0.013					
			[0.85]					
Couverture des négociations collectives				0.005				
				[0.58]				
LPE					0.168			
					[1.87]*			
RMP						0.248		
						[3.65]***		
Corporatisme « élevé »	-0.479							
	[1.74]*							
PAMT							-0.014	
							[2.15]**	
Accession à la propriété								0.010
								[1.16]
<b>Effet des institutions sur l'amplification des chocs :</b>								
$\gamma_k$								
Taux moyen de remplacement	0.020	0.019	0.028	0.021	0.021	0.015	0.021	0.026
	[3.14]***	[2.96]***	[3.82]***	[2.85]***	[3.31]***	[2.20]**	[3.42]***	[3.27]***
Coin fiscal			-0.026					
			[2.80]***					
Couverture des négociations collectives				-0.002				
				[0.64]				
LPE					-0.218			
					[3.78]***			
RMP						-0.191		
						[3.22]***		
Corporatisme fort	-0.592	-0.596	-0.703	-0.607	-0.660	-0.531	-0.525	-0.658
	[3.44]***	[3.41]***	[3.91]***	[3.38]***	[3.86]***	[2.95]***	[3.07]***	[3.21]***

Tableau 10. Dissocier les effets de persistance des effets d'amplification : chocs observés, 1970-2003 (suite)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Modèle final retenu dans les régressions statistiques		= 1 uniquement avec des termes significatifs	= 2 avec coin fiscal	= 2 avec taux de syndicalisation	= 2 avec LPE	= 2 avec RMP	= 2 avec PAMT	= 2 avec accession à la propriété
PAMT							-0.005 [2.29]**	
Accession à la propriété								0.016 [2.28]**
Variables indicatrices des pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables indicatrices du temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	604	604	604	604	604	604	604	548
R au carré	0.38	0.37	0.38	0.37	0.39	0.39	0.38	0.38

Moindres carrés non linéaires. Valeur absolue des statistiques t entre crochets.  
 \*, \*\*, \*\*\* statistiquement significatif aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.  
 Source : Estimations des auteurs sur la base des sources de données décrites à l'annexe 2.

expliquent près des deux tiers des variations non cycliques du chômage au cours des deux dernières décennies. On constate, en particulier, que le versement prolongé d'indemnités de chômage élevées, un coin fiscal important et une réglementation des marchés de produits (RMP) stricte et anticoncurrentielle accroissent le chômage global. On estime, en moyenne, qu'une diminution du coin fiscal de 10 points de pourcentage, une réduction des indemnités de chômage de 10 points de pourcentage également et/ou un assouplissement de la réglementation des marchés de produits de deux écarts-types serait associée à une baisse du taux de chômage d'environ 2.8, 1.2 et 0.7 point de pourcentage, respectivement. En revanche, on n'observe aucun impact significatif sur le chômage global de la législation sur la protection de l'emploi (LPE), ce qui va dans le sens d'un certain nombre d'études antérieures. Une analyse de sensibilité à grande échelle montre la robustesse de ces résultats à l'utilisation de divers échantillons, méthodes économétriques et spécifications. L'analyse suggère également que des systèmes de négociation salariale hautement centralisés et/ou coordonnés ainsi que certaines catégories de dépenses publiques au titre des programmes actifs du marché du travail (PAMT), comme la formation professionnelle, sont associés à un niveau moindre de chômage.

- Un petit nombre d'interactions spécifiques entre politiques semblent particulièrement robustes : en particulier, l'impact sur le chômage d'un système d'indemnisation généreux semble atténué par un niveau élevé de dépenses publiques au titre des PAMT, peut-être parce que ce niveau élevé de dépenses s'accompagne souvent d'un fort accent mis sur l'« activation ». On observe également que c'est dans les pays où des contraintes de salaire minimum empêchent de répercuter l'impôt sur les travailleurs que les effets sur le chômage de coins fiscaux élevés sont les plus importants.
- Enfin, s'il apparaît que les politiques et les institutions sont des déterminants majeurs de l'évolution du chômage, le contexte macroéconomique est également important. Des chocs liés à un ralentissement de la productivité totale des facteurs (PTF), à une dégradation des termes de l'échange, à une augmentation des taux d'intérêt réels à long terme ou à une baisse de la demande de main-d'œuvre aggravent le chômage global. En outre, il apparaît clairement que leur impact est déterminé par les politiques et les institutions existantes. En particulier, les effets des chocs macroéconomiques paraissent amplifiés par une indemnisation généreuse du chômage et atténués par des systèmes hautement centralisés et/ou coordonnés de négociation salariale. Il semble aussi que des taux élevés d'accession à la propriété, souvent associés à un faible degré de mobilité interrégionale de la main-d'œuvre, accroissent l'impact des chocs sur le chômage, tandis que des dépenses publiques au titre des PAMT le réduisent. *A contrario*, les effets d'une LPE stricte ou d'une RMP rigoureuse paraissent ambigus. Ils semblent amortir, à court terme, les effets des chocs sur le chômage mais allonger la période d'ajustement nécessaire pour que celui-ci revienne à son niveau initial.

## NOTES

1. À l'exception de Scarpetta (1996).
2. Voir l'annexe 1 pour une discussion théorique et l'annexe 2 pour le détail de la construction des indicateurs correspondants.
3. Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Norvège, Nouvelle-Zélande, Portugal, Espagne, Suède, Suisse, Royaume-Uni et États-Unis.
4. Selon la pratique standard pour les données répétées en coupe transversale, les effets temporels sont toujours inclus dans les régressions de ce document afin de tenir compte de l'effet des chocs qui sont communs aux différents pays. Excepté dans une partie de l'analyse de sensibilité, les effets pays sont également toujours inclus et modélisés par le biais de variables indicatrices déterministes. L'inclusion des effets pays est nécessaire pour tenir compte de l'effet des moyennes des politiques et des institutions omises propres à chaque pays. Puisque les indicateurs de politique et les indicateurs institutionnels inclus dans l'analyse tendent à être beaucoup plus corrélés d'un pays à l'autre qu'à l'intérieur d'un pays donné et dans le temps (voir ci-dessous), on peut s'attendre à ce que l'inclusion des effets pays soit suffisante pour neutraliser la plupart des variables omises pertinentes. Le choix d'effets pays fixes plutôt que d'effets pays aléatoires reflète le point de vue selon lequel il est peu probable que les effets pays soient indépendants d'autres variables explicatives incluses dans l'équation estimée, auquel cas les estimateurs des moindres carrés généralisés faisables à effets aléatoires donneraient des estimations non convergentes.
5. Cet indicateur RMP est utilisé ici car il est disponible pour l'ensemble de la période 1975-2003 et pour la plupart des pays de l'OCDE, contrairement à l'indicateur économique général qui ne couvre que la période 1998-2003. Il présente toutefois un inconvénient en ce sens que les changements affectant l'indicateur RMP pour les industries non manufacturières n'intègrent pas tous les aspects des réformes réglementaires entreprises par un certain nombre de pays de l'OCDE au cours des dernières décennies, telles que les réformes administratives affectant tous les secteurs. En conséquence, les effets sur le chômage des réformes réglementaires risquent de ne pas être pleinement saisis par les estimations économétriques présentées dans ce document.
6. De même, dans les modèles de recherche d'emploi du marché du travail, si le progrès technologique n'est pas incorporé dans de nouveaux emplois, autrement dit s'il peut se concrétiser sans destruction d'emplois existants et remplacement par de nouveaux emplois, une croissance plus rapide de la productivité accroît la valeur des emplois par le biais des « effets de capitalisation » (Pissarides, 2000). Ces effets reflètent le fait que les entreprises supportent immédiatement le coût de la création d'emplois et qu'elles le récupèrent ultérieurement sur les revenus générés pendant la durée de l'emploi. Ces « effets de capitalisation » augmentent la demande de main-d'œuvre et

réduisent le chômage. Inversement, si le progrès technologique est incorporé dans de nouveaux emplois, une croissance plus rapide de la productivité risque de conduire à plus de « destruction créative », c'est-à-dire à une plus grande rotation des emplois et à un chômage plus important (Aghion et Howitt, 1994). Dans ce contexte, la littérature empirique existante sur la relation négative entre la croissance de la productivité et le chômage peut être interprétée comme l'indication d'un progrès technologique essentiellement immatériel (Pissarides et Vallanti, 2005).

7. La logique qui sous-tend l'utilisation de cette variable comme indicateur supplétif des chocs affectant la demande de main-d'œuvre est la suivante. Si la fonction de production globale qui caractérise l'économie est de type Cobb-Douglas ( $Y = A L^\alpha K^{1-\alpha}$ ), dans un équilibre de long terme  $\alpha_t = [Y'(L) L] / [P_Y Y]$ , où  $Y'(L)$  est le produit marginal du travail,  $L$  est l'emploi total et  $P_Y Y$  est la valeur ajoutée nominale totale. Si l'on suppose en outre que des imperfections des marchés des produits et/ou du travail introduisent un coin entre le taux de salaire et le produit marginal du travail, qui s'écrit  $\mu = w/Y'(L)$ , la part du travail d'équilibre est :  $[w L] / [P_Y Y] = \alpha \mu$ . La part du travail d'équilibre peut donc diminuer du fait d'une baisse de  $\alpha$  ou de  $\mu$ . Mais, sur le court terme, la part observée du travail peut également varier suite à des variations des prix des facteurs qui ne sont pas immédiatement et pleinement compensées par des variations correspondantes des proportions des différents facteurs, comme cela est le cas sur le long terme si la fonction de production est de type Cobb-Douglas. La part observée du travail est donc ici expurgée de ces effets de court terme puisqu'on suit, dans un souci de simplicité et de comparabilité, la méthodologie utilisée par Blanchard (1998). Cette méthode donne une part du travail « ajustée » qui, *a priori*, ne devrait varier que du fait de variations affectant  $\alpha$  ou  $\mu$ .
8. La plus forte baisse observée sur la période d'échantillon l'a été en Finlande et en Suède ces années là : dans aucun autre pays/pendant aucune autre période le chômage a doublé et varié de plus de 4 points de pourcentage sur deux ans. Si aucune mutation structurelle n'est observable dans les données allemandes, la réunification est un motif suffisant qui justifie un traitement particulier.
9. Passage d'un corporatisme élevé à un corporatisme faible en Australie et en Nouvelle-Zélande au début des années 90, et d'un corporatisme faible à un corporatisme élevé en Irlande et en Italie au milieu des années 80 et des années 90, respectivement.
10. Dans un modèle standard de fixation des salaires/des prix, les effets des coûts de licenciement et le pouvoir de négociation des syndicats dépendent de la paramétrisation du modèle. Par exemple, si l'on utilise un modèle de négociation efficient ou une fonction d'utilité suffisamment concave pour les syndicats, l'impact à court terme sur le chômage d'un accroissement du pouvoir de négociation des syndicats est nul ou négatif, respectivement, alors que les effets à long terme dépendent de manière cruciale des hypothèses relatives aux flux d'entrées et sorties des entreprises (voir, par exemple, Blanchard et Giavazzi, 2003).
11. L'indicateur OCDE de la LPE est constitué de deux grandes composantes, à savoir la protection de l'emploi pour les contrats temporaires et la protection de l'emploi pour les contrats permanents. Certains ont suggéré que c'est cette dernière qui a des effets négatifs pour le chômage (voir annexe 1). Mais lorsqu'on n'inclut dans les spécifications que la protection de l'emploi pour les contrats permanents, son coefficient estimé demeure non significatif.
12. Le résultat obtenu pour l'Espagne est cohérent avec l'analyse antérieure de Bentolila et Dolado (1994).

13. La source utilisée est la base OCDE de données des impôts sur les salaires (voir Bassanini et Duval, 2006, annexe 2), qui définit le coin fiscal comme le coin entre le coût du travail pour l'employeur et le revenu net correspondant de l'employé pour un couple à apporteur de revenus unique, avec deux enfants, percevant 100 % du salaire de l'ouvrier moyen. Le coin fiscal exprime la somme de l'impôt sur le revenu des personnes physiques et des cotisations sociales en pourcentage du coût total du travail.
14. Toutefois, l'interprétation de ce résultat requiert une certaine prudence du fait de l'endogénéité de l'écart de production.
15. Par construction, la valeur de l'indicateur de la réglementation des marchés de produits pour sept industries du secteur non manufacturier s'échelonne entre 0 et 6. En 2003, sa valeur moyenne et son écart-type dans les 20 pays de l'échantillon étaient respectivement de 2.1 et 0.55. Pour le pays « moyen » de l'OCDE, une baisse de deux écarts-types équivaldrait à abaisser la réglementation des marchés de produits au niveau du pays le plus libéral de l'OCDE (le Royaume-Uni).
16. Égale à la différence entre la variation effective du chômage entre 1982 et 2003 et la variation du chômage pouvant être attribuée à des facteurs cycliques, autrement dit à la variation de l'écart de production, sur la même période.
17. Toutes les régressions du tableau 1, y compris la régression de base, tentent de corriger l'hétéroscédasticité individuelle à l'aide de l'estimateur Huber/White/Sandwich de la variance. Cette méthode prudente est systématiquement adoptée même si l'hypothèse nulle d'homoscédasticité n'est pas rejetée à l'issue d'un test White aux seuils de confiance classiques. Toutefois, lorsqu'on teste plutôt la source d'hétéroscédasticité au niveau d'un groupe qui est plus spécifique, l'hypothèse nulle est rejetée. Cela donne à penser, dans le cadre d'une analyse de sensibilité, qu'il faut estimer les régressions par la méthode des moindres carrés généralisés sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité au niveau d'un pays. Au contraire, la statistique du test White est significative dans certaines spécifications si, comme le suggère Nickell (1998), on utilise le logarithme du taux de chômage comme variable dépendante. C'est pourquoi les spécifications linéaires sont préférées aux spécifications log-linéaires dans ce document même si l'on a vérifié que les principaux résultats qualitatifs ne dépendent pas de ce choix (voir également ci-dessous).
18. Le fait que l'estimateur de l'impact moyen des politiques et des institutions soit convergent n'implique pas qu'elles ont le même effet pour *tous* les pays. Ce constat n'est donc pas incompatible avec l'existence d'interactions entre politiques et institutions. En fait, les tests F d'homogénéité des paramètres d'un pays à l'autre sont toujours rejetés aux niveaux de confiance standards. Ceci suggère que toutes les estimations présentées dans ce document peuvent être considérées comme fournissant des impacts « moyens ». De surcroît, les coefficients estimés mesurent l'impact en termes de chômage de chaque politique et de chaque institution pour le pays moyen en supposant que tous les paramètres des autres politiques, y compris des autres politiques du pays moyen et des politiques et institutions d'autres pays, demeurent constants. Autrement dit, on ne peut exclure que les coefficients estimés mesurent des effets relatifs plutôt que des effets absolus.
19. Un signe négatif implique que l'effet préjudiciable sur le chômage de chaque indicateur d'une politique est d'autant plus faible que l'indicateur d'une autre politique est plus élevé, de sorte que les réformes réduisant les niveaux de ces institutions doivent être entreprises ensemble pour maximiser leur impact. Plus formellement, dans l'équation [2] la dérivée partielle du chômage par rapport à l'indicateur institutionnel

$X^k$  est :  $\partial U / \partial X^k = \beta_k + \gamma_{kh} (X_i^h - \bar{X}^h)$ . Si  $\gamma_{kh}$  est négatif, l'effet marginal sur le chômage de l'institution  $X^k$  sera d'autant plus important (en valeur algébrique) que la valeur de  $X^h$  sera plus faible, c'est-à-dire que l'autre institution  $X^k$  sera plus propice à l'emploi. Autrement dit, plus  $X^h$  sera faible, plus le gain potentiel en termes d'emploi de réformes réduisant le niveau de  $X^k$  sera grand.

20. Les interactions additionnelles qui sont incluses dans un modèle empirique pour satisfaire aux conditions ci-dessus sont appelées, dans la littérature sur le sujet, « interactions implicites ». Plus généralement, en l'absence de restrictions spécifiques des paramètres suggérées par la théorie, pour qu'un modèle de forme réduite avec interactions multiplicatives soit correctement spécifié, il faut séparer l'ensemble des institutions devant interagir l'une sur l'autre de sorte que : i) toutes les paires d'institutions identifiées par une interaction incluse soient des sous-ensembles des ensembles appartenant à la séparation ; et ii) pour chaque ensemble appartenant à la séparation, toutes les interactions (à deux termes ou plus) qui peuvent être générées avec leurs éléments sont incluses dans le modèle (voir Braumoeller, 2004).
21. La théorie économique ne fournit pas une vision nette des mécanismes à travers lequel le régime de négociation détermine l'impact sur l'emploi d'une réforme donnée. Il a été avancé, par exemple, que le pouvoir de négociation des syndicats est moindre dans les régimes décentralisés, réduisant ainsi les revendications salariales et les rendant moins sensibles aux conditions d'emploi. Dans cette hypothèse, c'est dans les régimes décentralisés que les réformes structurelles sont les plus efficaces (voir, par exemple, Belot et van Ours, 2004). Cela tient au fait que les effets sur l'emploi de toute réforme qui déplace vers le bas la courbe de fixation des salaires et/ou des prix sont d'autant plus grands que la courbe initiale de fixation des salaires est plus plate (pour une représentation graphique, voir encadré 1). D'autres auteurs (par exemple Calmfors et Driffill, 1988) considèrent, au contraire, que c'est dans les régimes de négociation intermédiaires que les travailleurs en place sont les plus puissants. Lorsque des travailleurs en place négocient leur salaire, ils tendent à le fixer au niveau le plus élevé leur permettant de conserver leur propre emploi (voir, par exemple, Bertola, 1999). En conséquence, excepté pour des niveaux élevés de chômage, les revendications salariales sont relativement indépendantes du chômage global. L'aplatissement de la courbe de fixation des salaires qui en résulte implique que toute réforme structurelle qui stimule la demande de main-d'œuvre a des effets sur l'emploi plus grands que dans d'autres régimes de négociation.
22. Pour une comparaison, il convient de noter que l'effet estimé du coin fiscal à la moyenne d'échantillon est tel qu'on estime qu'une réduction du coin fiscal de 10 points de pourcentage réduit le chômage de 3.1 points de pourcentage et que dans les pays décentralisés cet effet n'est plus que de 2.1 points de pourcentage.
23. Des courbes en cloche ont également été testées pour d'autres institutions affectant la demande de main-d'œuvre, comme la réglementation des marchés de produits. Mais aucune variation significative n'a été observée entre les régimes.
24. C'est pourquoi, dans le reste de cette section, nous considérerons toujours les interactions à une seule variable de négociation salariale plutôt qu'à deux, à savoir une variable indicatrice pour un corporatisme élevé ou faible. Lorsqu'on considèrera une variable indicatrice pour un corporatisme élevé (faible), les pays à régime de négociation intermédiaire seront regroupés dans la catégorie à corporatisme élevé (faible).
25. Bien qu'une variable indicatrice de corporatisme élevé soit déjà incluse dans l'ensemble des variables institutionnelles, il est justifié de considérer également une variable indicatrice de corporatisme faible. Dans la régression de base du chômage avec effets



pays fixes, le coefficient estimé de la variable indicatrice de corporatisme élevé peut être aisément interprété comme l'effet du passage d'un corporatisme faible à un corporatisme élevé, car les pays à corporatisme moyen ne changent pas de régime à l'intérieur de l'échantillon d'estimation. Cela ne vaut plus lorsqu'on incorpore des interactions incluant des variables dichotomiques. Dans ce cas, l'interprétation des variables indicatrices de corporatisme élevé et de corporatisme faible dans les interactions simples diffère car celles-ci impliquent des regroupements différents des pays à corporatisme moyen. Par conséquent, étant donné que l'on ne connaît pas le regroupement correct, les interactions à corporatisme faible ne sont pas éliminées.

26. Cette dernière variable est incluse dans l'ensemble d'institutions car il est probable qu'elle saisira le pouvoir des syndicats d'une manière plus précise que le taux de syndicalisation. Elle prend la valeur 1 lorsque la couverture des négociations collectives est supérieure à 50 % et la valeur 0 dans le cas contraire. Elle est également invariante dans le temps, ce qui explique qu'une variable indicatrice de couverture élevée des négociations collectives n'ait qu'une valeur informative dans les interactions et qu'elle ne puisse être incluse dans l'équation de base du chômage. Certes, une mesure purement quantitative de la couverture des négociations collectives aurait été encore plus efficace pour saisir le pouvoir des syndicats mais, dans la plupart des pays, on ne dispose d'aucune série temporelle annuelle pour cette variable (voir OCDE, 2004).
27. Les interactions entre variables dichotomiques, mais aussi entre le taux de syndicalisation et une couverture élevée des négociations collectives, ne sont pas présentées ici car elles sont, à l'évidence, difficiles à interpréter d'un point de vue statistique ou économique.
28. La raison de l'inclusion d'effets fixes plutôt que d'effets aléatoires repose sur le fait que les institutions sont supposées corrélées aux effets pays. Cette conjecture est également confirmée par les tests Hausman sur la spécification de base (voir Bassanini et Duval, 2006). Toutefois, si une institution  $X^k$  est corrélée à une troisième variable invariante dans le temps  $X^s$ , l'interaction entre  $X^k$  et n'importe quelle autre variable  $X^h$  (à savoir  $X^k X^h$ ) sera corrélée à  $X^s X^h$ . Cela implique que pour l'une au moins des interactions du tableau 1, les estimations des moindres carrés ordinaires (MCO) sont biaisées.
29. Cette méthode peut être considérée comme étant « quasiment de type Hausman-Taylor ». En effet, Hausman et Taylor (1981) ont noté qu'en l'absence d'effets fixes l'écart d'une variable par rapport à sa moyenne spécifiquement nationale est un instrument valable de cette variable, dans la mesure où elle n'est pas corrélée à un facteur non observable invariant dans le temps. Dans la méthode adoptée ici, les conditions d'orthogonalité nécessaires à la validité de l'instrument sont du type  $E\left((X_{it}^k - \bar{X}_i^k)(X_{it}^h - \bar{X}_i^h)X_i^s X_{it}^h\right) = 0$ , où  $\bar{X}_i^j$  désigne la moyenne spécifiquement nationale de  $X^j$  et  $X_i^s$  la variable non observable invariante dans le temps. Ces conditions sont satisfaites si  $E\left((X_{it}^k - \bar{X}_i^k)X_i^s(X_{it}^h - \bar{X}_i^h)\right) = 0$  et  $E\left((X_{it}^k - \bar{X}_i^k)X_i^s \bar{X}_i^h(X_{it}^h - \bar{X}_i^h)\right) = 0$ , ce qui ne semble pas trop rigoureux compte tenu du fait que, par construction, les moments inconditionnels  $E\left((X_{it}^k - \bar{X}_i^k)X_i^s\right)$  et  $E\left((X_{it}^k - \bar{X}_i^k)X_i^s \bar{X}_i^h\right)$  sont égaux à zéro.
30. Bien que convergente, cette méthode sera probablement plus inefficace que la méthode de la variable instrumentale décrite ci-dessus, en raison d'une réduction excessive des degrés de liberté.

31. Suivant la règle empirique de Staiger et Stock (1997), l'instrument est jugé acceptable lorsque la valeur obtenue avec le test F sur la significativité de l'instrument est supérieure à 10.
32. On pourrait arguer que, si la convexité de la courbe de la demande de main-d'œuvre est l'une des principales sources de complémentarité des réformes, les interactions négatives pourraient disparaître dans une spécification log-linéaire et/ou les termes quadratiques des institutions devraient être également inclus. Pourtant, la répétition de l'exercice présenté au tableau 3 avec des spécifications log-linéaires donne les mêmes résultats (l'interaction entre le taux moyen de remplacement et le taux de syndicalisation est la seule interaction robuste), alors qu'on n'obtient aucun terme quadratique de signification robuste. À titre d'analyse de sensibilité supplémentaire, on a estimé le modèle de base en l'augmentant de toutes les combinaisons possibles de deux interactions (y compris, le cas échéant, toutes les interactions implicites). Là encore, l'interaction entre le taux moyen de remplacement et le taux de syndicalisation s'avère être la seule significative dans toutes les spécifications.
33. Aucune des spécifications présentées au tableau 3 ne donne des coefficients des effets moyens sensiblement différents de ceux obtenus avec le modèle de base.
34. Pour une tentative d'estimation des interactions « systémiques » minimisant la perte de degrés de liberté, voir Bassanini et Duval (2006).
35. Certains auteurs (par exemple Nickell *et al.*, 2005) utilisent des séries temporelles annuelles pour l'accession à la propriété. Toutefois, ces séries sont obtenues par interpolation de données sur dix ans. À l'évidence, ce choix n'est pas adapté à la durée relativement courte de l'échantillon utilisé pour cette étude. C'est la raison pour laquelle une méthode empirique plus prudente a été adoptée ici (voir ci-dessous).
36. Les pays à minima légaux pendant toute la période couverte par l'échantillon sont l'Australie, la Belgique, le Canada, la France, le Japon, les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande, le Portugal, l'Espagne et les États-Unis. L'Irlande et le Royaume-Uni ont adopté un système de salaire minimum national en 1999 mais ne sont pas inclus dans l'échantillon car leur série temporelle correspondante est trop courte. Néanmoins, les résultats présentés ci-dessous sont robustes à l'inclusion de ces deux pays (même si le salaire minimum est fixé à zéro avant l'adoption du salaire minimum légal).
37. On pourrait arguer que ce résultat est dû à l'inclusion des effets pays fixes dans la mesure où la variation du ratio de salaire minimum est essentiellement transversale, alors que la variation de ses séries temporelles est essentiellement due aux variations du salaire médian. Toutefois, cette conjecture n'est pas corroborée par les données, dans la mesure où le résultat présenté à la colonne 1 du tableau 4 est robuste à l'exclusion de la spécification des effets pays et des effets temporels.
38. Utilisant la même méthode que ci-dessus (cf. tableau 3), la colonne 4 présente les estimations obtenues par la méthode des doubles moindres carrés dans laquelle l'interaction entre le coin fiscal et le salaire minimum est instrumentée avec le produit des écarts des deux variables par rapport à leurs moyennes nationales respectives.
39. Cela correspond à un écart-type de la distribution entre pays du ratio salaire minimum/salaire médian en 2003.
40. La motivation du choix de cet instrument est double. Tout d'abord, la régression de l'indicateur des PAMT sur un certain nombre de valeurs retardées – trois dans les spécifications présentées au tableau 5 – de l'écart de production élimine de manière plausible l'impact des fluctuations cycliques concomitantes et retardées. Ensuite,

l'utilisation de résidus retardés et différenciés devrait supprimer l'effet de déplacements ponctuels à l'intérieur du chômage structurel du fait de réformes non observées. Tous les résultats discutés dans cette section sont robustes aux différents choix d'instruments, tel qu'une réduction du nombre de retards de l'écart de production inclus dans la régression préliminaire, une augmentation de l'ordre de décalage des résidus en première différence et/ou la non différenciation des résidus. Les résultats sont également robustes à l'exclusion de l'échantillon des pays à niveau élevé de dépenses au titre des PAMT (Danemark, Suède, Norvège et Pays-Bas).

41. Suivant la même méthode que ci-dessus (cf. tableau 3), la colonne 4 présente les estimations obtenues par la méthode des doubles moindres carrés dans laquelle l'interaction est instrumentée avec le produit de l'écart du taux moyen de remplacement par rapport à sa moyenne propre à chaque pays et la première différence retardée du résidu d'une régression des dépenses au titre des PAMT par chômeur en pourcentage du PIB par habitant sur un maximum de trois retards de l'écart de production. Il convient de noter que, par définition, le deuxième terme de ce produit n'est pas corrélé aux effets pays fixes.
42. Une augmentation des dépenses au titre des PAMT par chômeur en pourcentage du PIB par habitant de 10 points de pourcentage par rapport à la moyenne de l'OCDE (27.9 % en 2000) réduirait d'environ 20 % le coefficient des indemnités de chômage. En conséquence, si l'on augmentait encore ces dépenses pour les porter au niveau enregistré au Danemark (64.5 % du PIB par habitant en 2000), l'impact estimé sur le chômage de l'indemnisation du chômage s'en trouverait réduit environ des deux tiers, ce qui le rendrait non significatif.
43. Les systèmes GMM permettent de traiter en termes plus généraux la présence possible d'une composante AR(1) dans le terme d'erreur. Mais les GMMs sont très sensibles à la spécification et ne sont pas cohérentes si le nombre de retards de la composante autorégressive n'est pas correctement spécifié. En outre, étant donné que le nombre de périodes est aussi important que le nombre de pays, les mêmes instruments sont utilisés dans ce cas pour tous les retards, ce qui accroît potentiellement la sensibilité de l'estimateur aux erreurs de spécification. C'est la raison pour laquelle les estimations par les systèmes GMM ne sont présentées ici qu'en tant qu'analyse de sensibilité.
44. Il s'agit d'environ un écart-type de la moyenne nationale des changements historiques ayant affecté l'échantillon à l'exclusion des pays à niveau élevé de dépenses.
45. Il faut toutefois être vigilant lorsqu'on tire des conclusions des résultats du tableau 6. Premièrement la non prise en compte de l'efficacité des dépenses au titre des PAMT est une source potentielle de biais dans les estimations. Ainsi, une baisse du ratio dépenses des SPE/PIB pourrait bien refléter une augmentation de l'efficacité obtenue grâce à une réduction des coûts administratifs plutôt qu'une baisse de la « qualité » des services offerts aux chômeurs. En conséquence, le manque de significativité des catégories de PAMT autres que les programmes de formation n'implique pas nécessairement que celles-ci soient inefficaces. Deuxièmement, les résultats ont pu être partiellement affectés par le degré de cohérence de la classification des dépenses d'un pays à l'autre. Troisièmement, les programmes impliquant une gestion individualisée des cas et des stratégies mixtes pourraient être classés dans les « programmes de formation », même si la formation ne constitue que l'une des composantes du programme. Enfin, les travailleurs qui suivent un programme de formation sont souvent classés comme inactifs dans les enquêtes sur la main-d'œuvre et cessent, en conséquence, d'être comptabilisés dans les chômeurs. Pour ce qui concerne cette dernière mise en garde, il est utile de vérifier si les résultats présentés au tableau 6 restent

valables lorsqu'on utilise le taux d'emploi comme variable dépendante, comme l'ont fait Bassanini et Duval (2006).

46. Si les chocs peuvent avoir des effets persistants sur le chômage, notamment par le biais de leurs interactions avec les politiques et les institutions, la théorie économique dominante suggère néanmoins que les effets à long terme sur le chômage d'une modification permanente de la PTF, des termes de l'échange, des taux d'intérêt réels et/ou de la demande de main-d'œuvre seront probablement nuls ou minimales (voir, par exemple, Blanchard et Katz, 1999).
47. Karanassou et Snower (1998) proposent un autre modèle théorique dans lequel la présence d'institutions qui accroissent la persistance du chômage implique également des effets permanents sur le chômage de turbulences économiques accrues. Dans leur modèle, les courbes de la demande et de l'offre de main-d'œuvre dérivent continuellement sous l'influence de nouveaux chocs exogènes, de sorte que des processus d'ajustement décalés vers un taux de chômage naturel n'ont jamais la moindre chance de se réaliser entièrement. En conséquence, le taux du chômage d'équilibre à long terme diffère du taux naturel, lequel ne peut jamais être atteint dans un cadre dynamique. Plus le niveau de l'emploi est persistant, du fait notamment des institutions existantes, plus l'écart entre le taux de chômage à long terme et le taux de chômage naturel est grand et plus sa sensibilité à des chocs plus grands et/ou plus fréquents est grande.
48. Voir, en particulier, Drew *et al.* (2004) et Catte *et al.* (2004).
49. Amisano et Serrati (2003), Balakrishnan et Michelacci (2001), Balmaseda *et al.* (2000).
50. Voir, par exemple, Drew *et al.* (2004).
51. À un niveau plus élémentaire, la régression de base du chômage dans le tableau 1 suggère également la présence de telles interactions. Ainsi que discuté précédemment, les estimations des effets des politiques et des institutions sur le chômage moyen apparaissent convergentes. Mais ce n'est pas le cas pour la variable de l'écart de production pour laquelle on observe une très grande hétérogénéité des coefficients d'un pays à l'autre. Ce constat pourrait s'expliquer par l'existence d'interactions entre des chocs macroéconomiques temporaires, qui éloignent la production et l'emploi de leurs niveaux d'équilibre, résultant en un écart de production négatif, et des institutions hétérogènes, ce qui expliquerait les différences entre pays de réaction du chômage à ces chocs.
52. Toutefois, ils obtiennent des résultats moins importants lorsqu'ils utilisent des indicateurs des politiques et des institutions variant dans le temps.
53. Voir graphique 1.
54. La seule exception est l'indicateur OCDE de la RMP dans sept industries du secteur non manufacturier pour lesquelles un indicateur variant dans le temps est donc utilisé sur la période 1975-2003.
55. L'Irlande fait exception, car les données relatives à la couverture des négociations collectives sont tirées de Belot et van Ours (2004).
56. À l'évidence, ce ne serait pas le cas si l'on adoptait la stratégie «VI» utilisée ci-dessus pour neutraliser les interactions omises. Mais la mise en œuvre de cette stratégie est complexe en présence de spécifications non linéaires et doit faire l'objet de recherches ultérieures.
57. Les périodes considérées sont les suivantes : 1970-2003 pour les taux moyens de remplacement des indemnités de chômage et l'indice de corporatisme, 1979-2003 pour le coin fiscal, 1980-2003 pour la couverture des négociations collectives, 1982-2003 pour la

LPE et 1985-2003 pour les PAMT, le cas échéant. Comme nous l'avons déjà signalé, une exception mérite d'être notée, c'est celle de la RMP pour laquelle est utilisé un indicateur variant dans le temps pour sept activités du secteur non manufacturier. Toutefois, cet indicateur n'étant pas disponible avant 1975, l'indicateur utilisé ici combine une composante invariante dans le temps (égale à sa valeur de 1975) sur la période 1970-1975 et une composante variant dans le temps sur la période 1975-2003.

58. Comme à la section précédente, les termes des interactions sont spécifiés sous la forme d'écart.
59. Tout au long de cette section, l'écart de production n'est jamais inclus dans les spécifications dans la mesure où l'on se focalise sur les chocs.
60. Une procédure alternative de sélection consisterait à considérer toutes les spécifications possibles avec deux interactions et à : *i*) choisir les interactions qui sont *toujours* significatives ; *ii*) considérer uniquement les spécifications incluant les interactions sélectionnées à l'étape *i*) et considérer toutes les spécifications comportant une interaction supplémentaire ; *iii*) sélectionner les interactions qui sont significatives à l'étape *ii*) et s'arrêter s'il n'y a pas plus d'une interaction significative ; ou sinon *iv*) considérer uniquement les spécifications incluant les interactions sélectionnées à l'étape *iii*) et considérer toutes les spécifications comportant une interaction supplémentaire ; sélectionner les interactions qui sont significatives à l'étape *iv*) et s'arrêter s'il n'y a pas plus d'une interaction significative ; sinon poursuivre de la même manière jusqu'à ce que le modèle définitif soit sélectionné. Avec des chocs non observés, cette procédure de sélection se termine en augmentant d'une interaction entre la couverture des négociations collectives et les chocs la spécification discutée ci-dessus. Toutefois, lorsque la spécification sélectionnée est estimée avec des chocs observés ou en incluant l'effet direct des institutions, l'interaction entre la couverture des négociations collectives et les chocs devient non significative.
61. L'analyse précédente (tableau I) montre que même si ces coins fiscaux sont conceptuellement différents, ils peuvent être utilisés alternativement dans les régressions du chômage sur données de panel sans que les résultats s'en trouvent affectés.
62. Pour permettre l'interprétation habituelle de l'effet direct des institutions, chaque variable de choc est définie ici comme l'écart de cette variable par rapport à sa moyenne d'échantillon.
63. Comme précédemment, le modèle est estimé par la technique des moindres carrés non linéaires. Dans la mesure où le modèle est dynamique, les estimations souffrent d'un biais de sous-estimation du coefficient de la variable dépendante (Nickell, 1981). Toutefois, ce biais diminue lorsque la dimension temporelle de l'échantillon augmente et il devient moins préoccupant lorsque la dimension temporelle est longue et du même ordre de grandeur que le nombre de pays (Judson et Owen, 1999).
64. Dans le cas du chômage, les résultats peuvent sembler contre-intuitifs. *A priori*, on s'attendrait à ce que des indemnités de chômage élevées amortissent le choc, tandis que des prestations durables devraient ralentir l'ajustement par le biais d'une moindre intensité de recherche d'emploi. Mais l'indemnisation du chômage peut également être préjudiciable à la flexibilité des salaires et amplifier de ce fait l'impact à court terme des chocs.
65. Toutefois, il est difficile de dissocier l'impact de la LPE de celui de la RMP dans la mesure où ces deux éléments sont étroitement corrélés et interagissent avec les chocs par le biais de canaux similaires. En fait, l'impact de ces variables devient un peu moins significatif lorsqu'elles sont incluses simultanément.

## BIBLIOGRAPHIE

- Aghion, P. et P. Howitt (1994), « Growth and Unemployment », *Review of Economic Studies* vol. 61, n° 1.
- Algan, Y. et P. Cahuc (2004), « Job Protection : The Macho Hypothesis », *IZA Discussion Papers* n° 1192, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Amable, B. et D. Gatti (2001), « The Impact of Product Market Competition on Employment and Wages », *IZA Discussion Paper* n° 276, mars.
- Amisano, G. et M. Serati (2003), « What Goes Up Sometimes Stays Up : Shocks and Institutions as Determinants of Unemployment Persistence », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 50, n° 4.
- Baccaro, L. et D. Rei (2005), « Institutional Determinants of Unemployment in OECD Countries : A Time series Cross-section Analysis (1960-98) », *International Institute for Labor Studies (IILS) DP/160/2005*, Institut international d'études sociales (IIES), Genève, *document de discussion*.
- Baker, D., A. Glyn, D. Howell et J. Schmitt (2004), « Labor Market Institutions and Unemployment : A Critical Assessment of the Cross-Country Evidence », dans D. Howell (éd.), *Fighting Unemployment : The Limits of Free Market Orthodoxy*, Oxford, Oxford University Press.
- Balakrishnan, R. et C. Michelacci (2001), « Unemployment Dynamics Across OECD Countries », *European Economic Review*, vol. 45, n° 1.
- Ball, L. et R. Moffitt (2002), « Productivity Growth and the Phillips Curve », dans A.B. Krueger et R. Solow (éd.), *The Roaring Nineties : Can Full Employment be Sustained?*, Russell Sage Foundation, New York.
- Balmaseda, M., J.J. Dolado et J.D. López-Salido (2000), « The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets : Evidence from OECD Countries », *Oxford Economic Papers*, vol. 52, n° 1.
- Bassanini, A. et R. Duval (2006), « Employment Patterns in OECD Countries : Reassessing the Role of Policies and Institutions », *Document de travail n° 486 du Département des affaires économiques de l'OCDE et Document de travail n° 35 de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*.
- Belot, M. et J. van Ours (2001), « Unemployment and Labor Market Institutions : An Empirical Analysis », *Journal of the Japanese and International Economy*, vol. 15, n° 4.
- Belot, M. et J. van Ours (2004), « Does the Recent Success of Some OECD Countries in Lowering their Unemployment Rates Lie in the Clever Design of their Labour Market Reform? », *Oxford Economic Papers*, vol. 56, n° 4.
- Bentolila, S. et J.J. Dolado (1994), « Labour Flexibility and Wages : Lessons from Spain », *Economic Policy*, vol. 18, avril.

- Bertola, G. (1999), « Aggregate Labor Markets », dans O. Ashenfelter et D. Card (éd.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, North Holland, Amsterdam.
- Bertola, G., F. Blau et L. Kahn (2002), « Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns », *NBER Working Paper* n° 9043, juillet.
- Betcherman, G., K. Olivas, et A. Dar (2004), « Impacts of Active Labor Market Programs : New Evidence from Evaluations with Particular Attention to Developing and Transition Countries », *World Bank Social Protection Discussion Paper*, n° 0402, janvier.
- Blanchard, O. (1998), « Revisiting European Unemployment : Unemployment, Capital Accumulation and Factor Prices », *NBER Working Paper*, n° 6566, mai.
- Blanchard, O. (1999), « European Unemployment : The Role of Shocks and Institutions », *Baffi Lecture*, Rome, janvier.
- Blanchard, O. (2000), « The Economics of Unemployment. Shocks, Institutions and Interactions », *Lionel Robbins Lectures*, London School of Economics, octobre.
- Blanchard, O. et F. Giavazzi (2003), « Macroeconomic Effects of Regulations and Deregulation in Goods and Labour Markets », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 3, août.
- Blanchard, O. et L. Katz (1999), « Wage Dynamics : Reconciling Theory and Evidence », *The American Economic Review*, vol. 89, n° 2.
- Blanchard, O. et A. Landier (2002), « The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform : Fixed-term Contracts in France », *The Economic Journal*, vol. 112, n° 480, juin.
- Blanchard, O. et J. Wolfers (2000), « The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment : The Aggregate Evidence », *The Economic Journal*, vol. 110, n° 462, mars.
- Boone, J. et J. van Ours (2004), « Effective Active Labor Market Policies », *IZA Discussion Paper*, n° 1335, novembre.
- Botero, J., S. Djankov, R. La Porta, F. Lopez de Silanes et A. Shleifer (2004), « The Regulation of Labor », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, n° 4, novembre.
- Brandt, N., J.-M. Burniaux et R. Duval (2005), « Assessing the OECD Jobs Strategy : Past Developments and Reforms », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 429, mai.
- Braumoeller, B. (2004), « Hypothesis Testing and Multiplicative Interaction Terms », *International Organization*, vol. 58, n° 4.
- Bruno, M. et J. Sachs (1985), *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Cahuc, P. et F. Postel-Vinay (2002), « Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance », *Labour Economics*, vol. 9, n° 1.
- Calmfors, L. (1993), « Centralisation des négociations de salaires et performances macroéconomique : une analyse », *Revue économique de l'OCDE*, n° 21, hiver.
- Calmfors, L. et J. Driffill (1988), « Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance », *Economic Policy*, n° 6, avril.
- Calmfors, L. et A. Forslund (1991), « Real Wage Determination and Labour Market Policies : The Swedish Experience », *The Economic Journal*, vol. 105, n° 429.
- Cameron, G. et J. Muellbauer (1998), « The Housing Market and Regional Commuting and Migration Choices », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 45, n° 4.

- Card, D. et A.B Krueger (1995), *Myth and Measurement : The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Carey, D. et J. Rabesona (2002), « Ratios fiscaux pour les revenus du travail et du capital et pour la consommation », *Revue économique de l'OCDE*, n° 35, 2002/2.
- Catte, P., N. Girouard, R. Price et C. André (2004), « Housing Markets, Wealth and the Business Cycle », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 394, juin.
- Coe, D.T. et D.J. Snower (1997), « Policy Complementarities : The Case for Fundamental Labour Market Reform », *IMF Staff Papers*. vol. 44, n° 1, mars.
- Daveri, F. et G. Tabellini (2000), « Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries », *Economic Policy*, n° 30.
- Disney, R.F. (2004), « Are Contributions to Public Pension Programmes a Tax on Employment ? », *Economic Policy*, n° 39.
- Dolado, J.J., C. Garcia-Serrano et J.F. Jimeno (2002), « Drawing Lessons From the Boom of Temporary Jobs in Spain », *The Economic Journal*, vol. 112, n° 480, juin.
- Drew, A., M. Kennedy et T. Sløk (2004), « Differences in Resilience Between the Euro-Area and US Economies », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 382, mars.
- Ebell, M. et C. Haefke (2003), « Product Market Deregulation and Labour Market Outcomes », *Swiss National Bank Working Papers*, n° 02.08.
- Elmeskov, J., J. Martin et S. Scarpetta (1998), « Key Lessons for Labour Market Reforms : Evidence from OECD Countries' Experiences », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 5, n° 2, automne.
- Estevao, M. (2003), « Do Active Labour Market Programmes Increase Employment? », *IMF Working Paper*, n° 03-234, décembre.
- Fitoussi, J.P., D. Jestaz, E. Phelps et G. Zoega (2002), « Roots of the Recent Recoveries : Labor Reforms or Private Sector Forces? », *Brookings Papers on Economic Activity* 1 :2000.
- Fitoussi, J.P., F. Modigliani, B. Moro, D. Snower, R. Solow, A. Steinherr et P. Sylos Labini (1998), « An Economists' Manifesto on Unemployment in the European Union », *BNL Quarterly Review*, 206.
- Flanagan, R. (1999), « Macroeconomic Performance and Collective Bargaining : An International Perspective », *Journal of Economic Literature*, vol. 37, n° 3, septembre.
- Fonds Monétaire International (2003), « Unemployment and Labor Market Institutions : Why Reforms Pay Off », *World Economic Outlook*, chapitre IV, avril.
- Green, R.K. et P.H. Hendershott (2001), « Home-Ownership and Unemployment in the US », *Urban Studies*, vol. 38, n° 9.
- Hausman, J.A. et W.E. Taylor (1981), « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, vol. 49.
- Hawke, A. et M. Wooden (1998), « The Changing Face of Australian Industrial Relations », *The Economic Record*, vol. 74, n° 224, mars.
- Heckman, J.J., R.J. Lalonde et J.A. Smith (1999), « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », dans O. Ashenfelter et D. Card (éd.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, North-Holland, Amsterdam.



- Judson, R.A. et A.L. Owen (1999), « Estimating Dynamic Panel Data Models : A Guide for Macroeconomists », *Economics Letters*, vol. 65, n° 1.
- Karanassou, M. et D. Snower (1998), « How Labour Market Flexibility Affects Unemployment : Long-Term Implications of the Chain Reaction Theory », *The Economic Journal*, vol. 108, n° 448, mai.
- Kluge, J. et C. Schmidt (2002), « Can Training and Employment Subsidies Combat European Unemployment? », *Economic Policy*, n° 35.
- Krueger, A.B. et J.S. Pischke (1997), « Observations and Conjectures on the US Employment Miracle », *NBER Working Paper*, n° 6146, août.
- La Porta, R., F. Lopez de Silanes, A. Shleifer et R. Vishny (1999), « The Quality of Government », *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 15, n° 1, avril.
- Layard, R., S. Nickell et R. Jackman (1991), *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Ljungqvist, L. et T.J. Sargent (1998), « The European Unemployment Dilemma », *Journal of Political Economy*, vol. 106, n° 3.
- Macculloch, R. et R. Di Tella (2002), « The Consequences of Labor Market Flexibility : Panel Evidence Based on Survey Data », *Harvard NOM Research Paper*, n° 03-47.
- Martin, J.P. et D. Grubb (2001), « What Works and for Whom : A Review of OECD Countries' Experiences with Active Labour Market Policies », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 8, n° 2.
- McHugh, J. (2002), « Wage Centralization, Union Bargaining, and Macroeconomic Performance », *IMF Working Paper* 02/143, août.
- Messina, J. (2003), « The Role of Product Market Regulation in the Process of Structural Change », *European Central Bank/Banque centrale européenne, Working Paper Series*, n° 217, mars.
- Meyer, L.H. (2000), « The Economic Outlook and the Challenges Facing Monetary Policy », *Remarks at the Century Club Breakfast Series*, Research Memorandum, octobre.
- Neumark, D. et W. Wascher (1999), « A Cross-National Analysis of the Effects of Minimum Wages on Youth Employment », *NBER Working Paper*, n° 7299, août.
- Nickell, S. (1981), « Biases in Dynamic Models with Fixed Effects », *Econometrica*, vol. 49, n° 6.
- Nickell, S. (1997), « Unemployment and Labor Market Rigidities : Europe versus North America », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 3.
- Nickell, S. (1998), « Unemployment : Questions and Some Answers », *The Economic Journal*, vol. 108, n° 448, mai.
- Nickell, S. et R. Layard (1999), « Labor Market Institutions and Economic Performance », dans O. Ashenfelter et D. Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*. vol. 3C, North-Holland, Amsterdam.
- Nickell, S., L. Nunziata et W. Ochel (2005), « Unemployment in the OECD Since the 1960s : What Do We Know? », *The Economic Journal*, vol. 115, n° 500, janvier.
- Nicoletti, G., R.C.G. Haffner, S. Nickell, S. Scarpetta et G. Zoega (2001), « European Integration, Liberalisation and Labour Market Performance », dans G. Bertola, T. Boeri et G. Nicoletti (eds), *Welfare and Employment in a United Europe*, Cambridge, Mass. The MIT Press.
- Nicoletti, G. et S. Scarpetta (2005), « Product Market Reforms and Employment in OECD Countries », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 472, décembre.

- Nunziata, L. (2002), « Unemployment, Labour Market Institutions and Shocks », *Nuffield College Working Papers in Economics* 2002-W16.
- OCDE (1994), *Étude de l'OCDE sur l'emploi : faits, analyse, stratégies*, Paris.
- OCDE (1997), *La mise en œuvre de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi. Leçons à tirer de l'expérience des pays Membres*, Paris.
- OCDE (1998), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, juin, Paris.
- OCDE (2002), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, juin, Paris.
- OCDE (2003), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, juin, Paris.
- OCDE (2004), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, juin, Paris.
- OCDE (2005), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, juin, Paris.
- OCDE (2006a), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, juin, Paris.
- OCDE (2006b), *Boosting Jobs and Incomes : Policy Lessons from Re-Assessing the OECD Jobs Strategy*, Paris.
- Orszag, M., et D. Snower (1998), « Anatomy of Policy Complementarities », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 5.
- Oswald, A.J. (1997), « Thoughts on NAIRU », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11.
- Pencavel, J. (1999), « The Appropriate Design of Collective Bargaining Systems : Learning From the Experience of Britain, Australia, and New Zealand », *Comparative Labour Law and Policy Journal*, vol. 20, n° 3, printemps.
- Pesaran, H. et R. Smith (1995), « Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1.
- Pissarides, C. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Pissarides, C. (2001), « Company Start-Up Costs and Employment », *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, n° 520, London School of Economics.
- Pissarides, C. et G. Vallanti (2005), « The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment », *CEPR Discussion Paper*, n° 5002, janvier.
- Scarpetta, S. (1996), « Le rôle des politiques du marché du travail et des dispositions institutionnelles concernant le chômage : une comparaison internationale », *Revue économique de l'OCDE*, n° 26, volume 1996-1.
- Siebert, H. (1997), « Labor Market Rigidities : At the Root of Unemployment in Europe », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 3.
- Soskice, D. (1990), « Wage Determination : The Changing Role of Institutions in Advanced Industrialized Countries », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 6, n° 4.
- Spector, D. (2002), « Competition and the Capital-Labour Conflict », *CEPREMAP Working Papers*, n° 2002-07.
- Staiger, D. et J. Stock (1997), « Instrumental Variable Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, vol. 65, n° 3, mai.
- Traxler, F. (2000), « The Bargaining System and Performance : A Comparison of 18 OECD Countries », *Comparative Political Studies*, vol. 33, n° 9, novembre.
- Traxler, F., S. Blaschke et B. Kittel (2001), *National Labour Relations in Internationalized Markets : A Comparative Study of Institutions, Change and Performance*, Oxford : Oxford University Press.

## Annexe 1

### Fondements théoriques et études empiriques passées

Cette annexe passe en revue les principales politiques et institutions identifiées comme pouvant influencer le chômage structurel selon la théorie économique du travail et les études empiriques passées (voir tableau A1.1 pour une étude de résultats empiriques récents sur la base de données en coupe transversale et série temporelle). Ces données englobent les indemnités de chômage, les impôts et taxes, le rôle des syndicats et le système de négociations collectives, la législation sur la protection de l'emploi (LPE), la réglementation des marchés de produits (RMP), les politiques actives du marché du travail (PAMT), les salaires minimums et les déterminants de l'accèsion à la propriété.

#### Indemnités de chômage

Des indemnités de chômage relativement élevées versées sur une période relativement longue peuvent avoir des effets préjudiciables sur les performances du marché du travail. Elle peuvent, en particulier, aggraver le chômage par le biais de deux mécanismes : i) en réduisant l'intensité de recherche d'emploi des chômeurs et leur empressement à accepter des offres d'emplois, ces prestations peuvent affaiblir le processus de mise en correspondance des offres et des demandes d'emplois ; et ii) en réduisant le coût économique du chômage, elles peuvent pousser à la hausse les revendications salariales des travailleurs et *in fine* réduire le nombre des postes vacants et accroître les départs<sup>1</sup>. Les conditions d'admissibilité aux prestations, le contrôle de la recherche d'emploi et les sanctions influent également sur le chômage et le niveau des salaires.

En revanche, l'indemnisation du chômage peut donner aux demandeurs d'emploi davantage de temps pour trouver un poste qui leur convient mieux, diminuant ainsi la probabilité de départ ultérieur et améliorant la productivité. En outre, la nécessité sociale de garantir aux chômeurs un revenu approprié est largement reconnue, car cette garantie permet d'amortir l'impact de la perte d'emploi sur le niveau de vie des chômeurs et, dans certains pays, elle est considérée comme un préalable à une législation de protection de l'emploi relativement légère. Si les effets de l'indemnisation du chômage sur l'intensité de la recherche d'emploi et les revendications salariales prévalent sur l'impact potentiellement favorable en termes de mise en correspondance de l'offre et de la demande d'emplois, il peut falloir arbitrer entre équité et efficacité. Dans les études empiriques, on trouve de nombreuses indications de l'impact extrêmement positif sur le chômage des différents indicateurs du niveau et de la durée de son indemnisation (Scarpetta, 1996 ; Nickell, 1998 ; Elmeskov *et al.*, 1998 ; Nunziata, 2002).

Tableau A1. Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Baker, Glyn, Howell et Schmitt (2004)	<p><b>Variable indépendante</b> : taux de chômage global</p> <p><b>Données</b> : 1960-1999, observations sur 5 ans, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode</b> : MCGF, effets aléatoires, prise en compte des erreurs hétéroscélastiques</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mesures variant dans le temps de TR IC et durée IC, taux de syndicalisation et couverture des négociations collectives, coordination, coin et LPE.</li> <li>• Mesures invariantes dans le temps des PAMT (moyenne sur la période d'échantillon).</li> <li>• Variation de l'inflation (indicateur supplétif de la situation macroéconomique à court terme).</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (TR IC) * (durée IC)</li> <li>• (Taux de syndicalisation) * coordination</li> <li>• Coin * coordination</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Lorsqu'on estime l'équation de Nickell (1997, 1998) sur la même période (1985-1994) mais en utilisant des données légèrement différentes (améliorées) pour les variables institutionnelles, on constate qu'aucune d'elles n'est significative.</li> <li>• Lorsqu'on effectue une régression similaire sur l'ensemble de la période 1960-1999 et que l'on incorpore également les interactions, on obtient un résultat contre-intuitif, à savoir le taux de remplacement (TR) et la durée des indemnités de chômage (IC) réduisent le chômage de façon significative sous réserve que leur niveau ne soit pas particulièrement élevé. On constate que la LPE, le taux de syndicalisation et le coin n'ont aucun effet. Inversement, la coordination et l'interaction entre le taux de syndicalisation et la coordination sont du signe attendu et hautement significatifs.</li> <li>• Lorsqu'on subdivise la période 1960-1999 en deux sous-périodes, on n'observe aucune cohérence entre les résultats, par exemple le TR et la durée des IC ne sont pas significatifs sur la période 1980-1999, la coordination et l'interaction entre le taux de syndicalisation et la coordination ne sont pas significatifs sur la période 1960-1984, la LPE réduit le chômage sur la période 1980-1999.</li> <li>• Ces constats sont interprétés comme une illustration du manque de robustesse des estimations des données de panel trouvées dans la littérature.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Belot et Van Ours (2001)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global</p> <p><b>Données :</b> 1960-1995, annuelle, 18 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCO, effets fixes</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Mesures variant dans le temps de TR IC, du taux de syndicalisation et de la couverture des conventions collectives, de la coordination, du coin et de la LPE.</li> <li>Variation de l'inflation (indicateur supplétif de la situation macroéconomique à court terme).</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Toutes les interactions possibles entre les six déterminants institutionnels du chômage (institutions) sont considérées</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Le coin fiscal est hautement significatif. Le TR IC, le taux de syndicalisation et la couverture des conventions collectives sont importants dans la plupart des régressions (mais pas dans toutes). Le signe négatif inhabituel observé pour la couverture des conventions collectives est interprété comme un indicateur supplétif de l'effet du degré de centralisation des négociations salariales. La LPE réduit le chômage dans certaines régressions mais n'est pas significative dans la majorité d'entre elles. La coordination n'est pratiquement jamais significative.</li> <li>Les interactions ont une influence : la plupart (mais pas toutes) sont significatives et cohérentes avec le modèle théorique sous-jacent présenté dans le rapport (mais pas toujours avec le reste de la littérature). En particulier, un ensemble « restrictif » de politiques du marché du travail (p. ex. TR IC, coin fiscal, taux de syndicalisation élevés) réduit l'efficacité d'une réforme isolée donnée (p. ex. un taux de syndicalisation élevé, qui conduit à une aggravation du chômage, réduit l'impact favorable sur le taux de chômage d'une réduction des indemnités de chômage).</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Bertola, Blau et Kahn (2002)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global, taux de chômage des jeunes</p> <p><b>Données :</b> 1960-1995/96, observations sur 5 ans, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCO, effets fixes pour les spécifications sans interactions</p> <p>Moindres carrés non linéaires lorsque les interactions sont prises en compte</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Chocs macroéconomiques non observables communs : effets fixes temporels.</li> <li>• Chocs macroéconomiques observables spécifiques à un pays : croissance de la PTF, taux d'intérêt réel, déplacement de la demande de main-d'œuvre, variation de l'inflation, choc démographique (assimilé à la part des jeunes dans la population totale).</li> <li>• Institutions : mesures invariantes dans le temps du TR et de la durée des IC, des PAMT, de la LPE, du coin, du taux de syndicalisation et de la couverture des conventions collectives, de la coordination ; mesures variant dans le temps du TR des IC, de la LPE, du taux de syndicalisation, de la couverture des conventions collectives et de la coordination.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (Chocs communs) * (institutions invariantes dans le temps)</li> <li>• (Chocs communs) * (institutions variant dans le temps)</li> <li>• (Chocs spécifiques à un pays) * (institutions invariantes dans le temps)</li> <li>• (Chocs spécifiques à un pays) * (institutions variant dans le temps)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Dans la spécification de base, tous les chocs observables à l'exception de la part des jeunes, sont significatifs et du signe attendu. Aux États-Unis, des chocs moins défavorables qu'en Europe ont contribué, dans une certaine mesure, aux évolutions divergentes du chômage observées de part et d'autre de l'Atlantique. Toutefois, les interactions importent plus que les chocs en soi : un modèle avec interactions entre les chocs et les institutions invariantes dans le temps explique une part sensiblement plus importante de la divergence qu'un modèle ne comportant que des chocs (50 % contre 11 %).</li> <li>• De même, les changements qui ont affecté les institutions ont contribué, dans une certaine mesure, à des tendances divergentes en matière de chômage mais les interactions importent plus que les institutions en soi : un modèle avec interactions entre les chocs et les institutions variant dans le temps explique une part sensiblement plus importante de la divergence qu'un modèle dans lequel les chocs et les institutions sont entrés séparément (63 % contre 30 %).</li> <li>• Toutefois, la plupart des interactions (à l'exception de celles incluant la durée d'indemnisation du chômage et, dans une moindre mesure, la LPE) ne sont pas significatives dans les régressions avec des institutions invariantes dans le temps et elles le sont encore moins avec des institutions variant dans le temps. Cela conduit à s'interroger sur la robustesse des simulations effectuées à l'aide de ces modèles.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Blanchard et Wolfers (2000)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global, taux de chômage structurel</p> <p><b>Données :</b> 1960-1995/96, observations sur 5 ans, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCO, effets fixes pour les spécifications sans interactions Moindres carrés non linéaires lorsque les interactions sont prises en compte</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Chocs macro-économiques, non observables, communs : effets fixes temporels</li> <li>• Chocs macro-économiques, observables, spécifiques à un pays : croissance de la PTF, taux d'intérêt réel, déplacement de la demande de main-d'œuvre</li> <li>• Institutions : mesures invariables dans le temps du TR et de la durée des IC, des PAMT, de la LPE, du coin, du taux de syndicalisation, de la couverture des conventions collectives et de la coordination ; mesures variant dans le temps du TR des IC et de la LPE</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (Chocs communs) * (institutions invariables dans le temps)</li> <li>• (Chocs communs) * (institutions variant dans le temps)</li> <li>• (Chocs spécifiques à un pays) * (institutions invariables dans le temps)</li> <li>• (Chocs spécifiques à un pays) * (institutions variant dans le temps)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Les chocs représentent l'essentiel de l'évolution générale du chômage sur les dernières décennies.</li> <li>• Les interactions entre les chocs et les institutions représentent l'essentiel de l'hétérogénéité des évolutions du chômage sur la période d'échantillon.</li> <li>• La plupart des termes mis en interaction sont significatifs (à l'exception de ceux incluant la couverture des conventions collectives), autrement dit les institutions contribuent à la détermination de l'impact final sur l'emploi d'un choc donné.</li> <li>• Lorsqu'on utilise des mesures de la LPE et du TR des IC variant dans le temps (par opposition à des mesures invariables dans le temps), les résultats obtenus sont sensiblement plus faibles.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Boone et Van Ours (2004)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global et taux de non emploi</p> <p><b>Données :</b> 1985-1999, annuelle et moyennes sur 5 ans, 19 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCO, effets fixes et MCGF, effets aléatoires</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mesures variant dans le temps de la générosité des indemnités de chômage, du taux de syndicalisation mais aussi de la part de chaque catégorie de PAMT dans les PAMT totales (spécifications avec effets fixes) ou mesures invariantes dans le temps des PAMT (moyenne sur période d'échantillon) par catégorie dans les spécifications avec effets aléatoires</li> <li>• Autres institutions mentionnées mais non représentées car jugées non significatives par les auteurs</li> <li>• Variation de l'inflation (indicateur supplétif de la situation macroéconomique à court terme).</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Générosité des IC * PAMT, formation</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Les IC et le taux de syndicalisation sont négatifs et significatifs.</li> <li>• On constate que la formation liée au marché du travail est le programme le plus efficace pour faire baisser le chômage et que les services publics de l'emploi ont un certain impact alors que les emplois aidés ne sont pas du tout efficaces.</li> <li>• On constate que la générosité des IC et la formation liée au marché du travail sont complémentaires.</li> </ul>



Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Daveri et Tabellini (2000)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global, première différence du taux de chômage global,</p> <p><b>Données :</b> 1965-1995, observations sur 5 ans, 14 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- MCO, effets fixes dans les spécifications de base avec le niveau de chômage comme variable dépendante</li> <li>- MCO ou MCG dans les spécifications alternatives avec la variation du chômage comme variable dépendante</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mesures variant dans le temps du taux d'imposition du travail (défini comme le coin fiscal excluant les taxes à la consommation), générosité des IC et LPE</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (Taux d'imposition du travail) * (force des syndicats dans la négociation salariale et degré de centralisation/coordination)</li> <li>• NB : Dans la pratique, les pays sont classés en 3 groupes :             <ol style="list-style-type: none"> <li>1) syndicats faibles (quel que soit le degré de centralisation/coordination) ;</li> <li>2) syndicats forts et négociation salariale hautement centralisée ou coordonnée ;</li> <li>3) syndicats forts et degré de centralisation/coordination faible ou moyen</li> </ol> </li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Dans toutes les spécifications, l'impact du taux d'imposition du travail est cohérent avec la théorie : très important (comparé à d'autres études) et significatif dans les pays où le pouvoir syndical est fort et le degré de centralisation/coordination de la négociation salariale faible/moyen, faible (et même non significatif dans les régressions en première différence) dans les pays où les syndicats sont faibles et non significatif dans les pays où les syndicats sont puissants mais où le degré de centralisation/coordination est élevé.</li> <li>• Lorsque la variable dépendante considérée est le niveau du chômage, le coefficient de la générosité des IC est positif et significatif au seuil de 5 % et celui de la LPE est négatif et significatif au seuil de 10 %. Les deux deviennent non significatifs dans les régressions en première différence.</li> <li>• Le taux d'imposition de la consommation n'a aucun effet sur le chômage lorsqu'il est entré séparément dans une spécification. Ce qui donne à penser que seule la composante du coin fiscal liée au travail importe pour le chômage.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Elmeskov, Martin et Scarpetta (1998)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global</p> <p><b>Données :</b> 1983-1995, annuelle, 19 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCGF, effets aléatoires</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mesures variant dans le temps de la générosité des IC, du taux de syndicalisation, de la coordination, de la centralisation, du coin (et de la LPE sur la période 1989-1995)</li> <li>• Mesure invariante dans le temps des PAMT (moyenne sur la période d'échantillon)</li> <li>• Autres variables : salaire minimum</li> <li>• Variable de contrôle : écart de production</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (générosité des IC) * PAMT</li> <li>• (générosité des IC) * LPE</li> <li>• LPE * corporatisme</li> <li>• Coin * corporatisme</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Générosité des indemnités de chômage, corporatisme fort ; coordination et coin hautement significatifs ; centralisation (cohérente avec l'hypothèse en cloche) et la LPE dans une moindre mesure ; indications mitigées concernant les PAMT.</li> <li>• Pas d'effet significatif du taux de syndicalisation et du salaire minimum</li> <li>• Les effets préjudiciables de la LPE et du coin sont plus importants dans les pays à degré de corporatisme moyen (cohérent avec l'hypothèse de la cloche ; l'effet préjudiciable de la générosité des indemnités de chômage n'est pas affecté par la rigueur de la LPE et il est plus important lorsque les PAMT sont faibles.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Fonds monétaire international (2003)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global</p> <p><b>Données :</b> 1960-1998, annuelle, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCGF, effets fixes, panel dynamique</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Chocs macroéconomiques observables, spécifiques à un pays : croissance de la productivité de la main-d'œuvre, taux d'intérêt réel, termes de l'échange</li> <li>• Institutions : mesures variant dans le temps de la générosité des IC, du taux de syndicalisation, de la coordination, du coin, de la LPE.</li> <li>• Autres variables : degré d'indépendance de la banque centrale</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Toutes les interactions possibles entre les cinq déterminants institutionnels du chômage (institutions) sont considérées.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Les chocs affectant la croissance de la productivité de la main-d'œuvre et le taux d'intérêt réel sont hautement significatifs. La significativité du choc des termes de l'échange varie d'une spécification à l'autre.</li> <li>• La LPE, le taux de syndicalisation et le coin fiscal sont hautement significatifs, de même que la coordination (indications en faveur de l'hypothèse « en cloche ». La générosité des IC n'est significative que lorsqu'on n'inclut dans la régression aucune tendance temporelle spécifique à un pays.</li> <li>• Plusieurs interactions entre institutions ont un impact significatif sur le chômage global. Les plus robustes entre différentes spécifications de l'équation estimée sont (LPE) * (taux de syndicalisation) et (coin) * (taux de syndicalisation), qui sont toutes deux de signe négatif.</li> <li>• L'indépendance de la banque centrale tend à accroître le chômage. Cet effet est atténué lorsque la coordination de la négociation est forte.</li> <li>• La générosité des IC et la coordination des négociations réduisent la vitesse d'ajustement vers un chômage d'équilibre.</li> <li>• Les différences de chômage d'un pays à l'autre sont imputables aux institutions mais dans une moindre mesure car la tendance à la hausse du chômage en Europe. Il apparaît également que les chocs ont joué à cet égard un rôle majeur.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Nickell (1997, 1998)	<p><b>Variable indépendante :</b> Log(taux de chômage global), log(taux de chômage à court terme), log (taux de chômage à long terme)</p> <p><b>Données :</b> 1983-1994, deux observations sur six ans (1983-88 et 1989-94), 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCGF à effets aléatoires</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mesures variant dans le temps du TR et de la durée des IC, du taux de syndicalisation, de la coordination, du coin, de la LPE, des PAMT (instrumentées)</li> <li>• Variation de l'inflation (indicateur supplétif de la situation macroéconomique à court terme)</li> <li>• Taux d'accession à la propriété (indicateur supplétif des freins à la mobilité régionale, utilisés uniquement dans Nickell, 1998)</li> </ul>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• Le TR des IC, le taux de syndicalisation et le taux de couverture des conventions collectives, la coordination, les PAMT (plus encore pour les seuls chômeurs de longue durée dans Nickell, 1997) et le coin ont tous un impact hautement significatif sur le chômage global. La durée des IC est significative pour le chômage total et le chômage de longue durée dans Nickell (1998), mais uniquement pour ce dernier dans Nickell (1997)</li> <li>• Aucun effet significatif de la LPE sur le chômage global mais impact négatif sur le chômage global (toutefois, l'impact est nul lorsque les femmes sont exclues)</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Nickell, Nunziata et Ochel (2005)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global 1961-1992 ou 1961-1995 selon les spécifications,</p> <p><b>Données :</b> annuelle, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> MCGF, effets aléatoires, panel dynamique prenant en compte les erreurs hétéroscédastiques et corrélation sériale du premier ordre propre à un pays</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Chocs macro-économiques non observables, communs : effets fixes temporels</li> <li>• Chocs macro-économiques observables, propres à un pays : variation de la croissance de la PTF, variation du prix réel des importations, taux d'intérêt réel, variation de la croissance de la masse monétaire (indicateur supplétif du choc de la demande globale), déplacement de la demande de main-d'œuvre</li> <li>• Institutions : mesures variant dans le temps du TR et de la durée des IC, variation du taux de syndicalisation, de la coordination, du coin, de la LPE</li> <li>• Taux d'accession à la propriété (indicateur supplétif des freins à la mobilité régionale)</li> <li>• Tendances temporelles propres à un pays</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (TR IC) * (durée des IC)</li> <li>• (taux de syndicalisation) * coordination</li> <li>• Coin * coordination</li> <li>• (Chocs communs) * (institutions invariant dans le temps) dans certaines spécifications</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Les chocs affectant la demande de main-d'œuvre, la PTF et le prix réel des importations sont hautement significatifs contrairement au choc affectant la masse monétaire. La significativité statistique du choc affectant les taux d'intérêt réels varie d'une spécification à l'autre.</li> <li>• Le TR des IC et la coordination sont hautement significatifs. La durée des IC et le coin sont significatifs dans la plupart des interactions (mais pas dans toutes), tandis que la LPE ne l'est pas.</li> <li>• Toutes les interactions entre institutions ont un impact hautement significatif sur le chômage global, cohérent avec la théorie : (TR des IC) * (durée des IC), (taux de syndicalisation) * coordination, coin * coordination.</li> <li>• Les changements affectant les institutions expliquent une large part de la montée du chômage en Europe sur la période d'échantillon : 55 %, dont les deux tiers proviennent d'augmentations du TR des IC, de la durée des IC et des coins fiscaux.</li> <li>• Blanchard et Wolfers (2000) ont observé que la haute significativité des interactions entre les chocs communs et les institutions disparaît lorsqu'on neutralise les changements affectant les institutions.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Nicoletti et Scarpetta (2004)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux d'emploi global dans le secteur non agricole</p> <p><b>Données :</b> 1980-2002, annuelle, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> effets fixes</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Les mesures variant dans le temps du taux d'emploi public, de la générosité des IC, du taux de syndicalisation, de la coordination, de la centralisation ; LPE, RMP</li> <li>• Dans certaines spécifications : RMT (principale composante des IC, de la LPE et du coin fiscal) et Inst (principale composante du taux de syndicalisation, de la centralisation et de la coordination)</li> <li>• Variables de contrôle : écart de production, tendances temporelles et spécifiques à un pays</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Lmr * PMR</li> <li>• LPE * corporatisme</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• La générosité des IC, le taux de syndicalisation, la RMP et la LPE ont des coefficients significativement négatifs dans toutes les régressions</li> <li>• Indication d'un effet de corporatisme en cloche</li> <li>• L'effet estimé de la LPE est entièrement dû aux pays ayant un niveau moyen de corporatisme.</li> <li>• On constate que l'effet de la RMP est plus négatif dans les pays où la RMT est plus stricte.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Nunziata (2002)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global</p> <p><b>Données :</b> 1960-1995, annuelle, 20 pays de l'OCDE</p> <p><b>Méthode :</b> effets fixes, MCGF, panel dynamique prenant en compte les erreurs hétéroscédastiques et la corrélation sériale du premier ordre spécifique au pays</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Chocs macroéconomiques non observables, communs : effets fixes temporels.</li> <li>• Chocs macroéconomiques observables, spécifiques à un pays : changement affectant la croissance de la PTF, changement des prix réels des importations, taux d'intérêt réel, changement affectant la croissance de la masse monétaire (indicateur supplétif du choc de la demande globale), déplacement de la demande de main-d'œuvre</li> <li>• Institutions : mesures du TR et de la durée des IC invariant et variant dans le temps, LPE, coin, taux de syndicalisation et coordination</li> <li>• Autres variables : réglementation des contrats à durée déterminée, taux d'accès à la propriété</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• (TR IC) * (durée des IC)</li> <li>• (Taux de syndicalisation) * coordination</li> <li>• Coin * coordination</li> <li>• (Chocs communs) * (institutions invariant dans le temps)</li> <li>• (Chocs communs) * (institutions variant dans le temps)</li> <li>• (Chocs spécifiques à un pays) * (institutions invariant dans le temps)</li> <li>• (Chocs spécifiques à un pays) * (institutions variant dans le temps)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Les chocs affectant la demande de main-d'œuvre, la PTF et le prix réel des importations sont hautement significatifs contrairement au choc de masse monétaire. La significativité statistique du choc affectant le taux d'intérêt réel varie d'une spécification à l'autre.</li> <li>• Le TR des IC est hautement significatif ; la durée des IC, la coordination et le changement (mais pas le niveau de) du taux de syndicalisation sont significatifs dans la plupart des estimations, le coin dans certaines d'entre elles. La réglementation des contrats à durée déterminée accroît le chômage.</li> <li>• La LPE n'affecte pas les niveaux du chômage mais elle accroît sa persistance.</li> <li>• Les interactions entre institutions sont significatives et du signe attendu : (TR IC) * (durée des IC), (taux de syndicalisation) * coordination et, dans une moindre mesure, coin * coordination.</li> <li>• Les changements affectant les institutions expliquent une large part de la progression du chômage en Europe sur la période d'échantillon : 55 %, une grande partie du solde est due aux effets directs des chocs.</li> <li>• Certaines interactions entre les chocs et les institutions (y compris le TR et la durée des IC) ont un impact significatif dans un certain nombre de spécifications. On constate toutefois que leur contribution au chômage passé est généralement faible comparée aux effets directs des changements affectant les institutions.</li> </ul>

Tableau A1. **Estimations réduites des déterminants du chômage structurel à partir de données de panel : constats sur une sélection d'études (suite)**

Étude	Période, fréquence des données et pays	Principaux déterminants	Interactions considérées	Constats
Scarpetta (1996)	<p><b>Variable indépendante :</b> taux de chômage global, des jeunes, de longue durée, ainsi que taux de non-emploi global</p> <p><b>Données :</b> 1983-1993, annuelles, 15 à 17 pays de l'OCDE suivant les spécifications</p> <p><b>Méthode :</b> MCGF</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Mesures variant dans le temps de la générosité des IC, du taux de syndicalisation, de la coordination et de la centralisation ; mesures invariables dans le temps de la LPE (valeur de 1989) et des PAMT (moyenne sur la période d'échantillon)</li> <li>Autres variables : mesures variant dans le temps du coin, du taux d'intérêt réel, des termes de l'échange, de l'omniprésence des restrictions au commerce (indicateur supplétif de la concurrence sur le marché)</li> <li>Variables de contrôle : écart de production</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>(Taux de syndicalisation) * coordination</li> <li>(Taux de syndicalisation) * centralisation</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>La générosité des IC, le taux de syndicalisation et la coordination sont hautement significatifs dans toutes les régressions, au même titre que la LPE (en particulier pour les jeunes et les chômeurs de longue durée) lorsqu'on n'inclut aucune variable de centralisation ; impact significatif de la centralisation, cohérent avec l'hypothèse de la courbe en cloche ; indications mitigées pour ce qui est des PAMT.</li> <li>Aucun effet significatif des autres variables individuelles (à l'exception du coin pour les chômeurs de longue durée et des restrictions au commerce pour les chômeurs de longue durée et le chômage).</li> <li>(Taux de syndicalisation) * coordination est significatif et présente le signe négatif attendu.</li> <li>Une équation dynamique, estimée à l'aide d'estimateurs non linéaires des régressions apparemment indépendantes, montre que la générosité des IC, une LPE stricte et le taux de syndicalisation réduisent la vitesse de l'ajustement vers un chômage d'équilibre. L'impact de la centralisation sur la vitesse de l'ajustement est cohérent avec l'hypothèse de la courbe en cloche.</li> </ul>

Notations :

TR IC : taux de remplacement des indemnités de chômage.

Générosité des IC : combinaison du TR et de la durée des IC.

Coin : coin fiscal, c'est-à-dire écart entre le coût du travail pour l'employeur et le salaire net pour l'employé.

CLD : chômeurs de longue durée.

SUR : régression apparemment indépendante.

MCO : moindres carrés ordinaires.

MCGF : moindres carrés généralisés faisables.

LPE : indice pour la législation sur la protection de l'emploi.

PAMT : indicateur des politiques actives du marché du travail

LPE : législation sur la protection de l'emploi.

Durée des IC : durée des indemnités de chômage.

RMP : réglementation des marchés de produits.



## Impôts et taxes

Il est généralement admis que les charges sociales, l'impôt sur le revenu des personnes physiques et les taxes à la consommation ont des effets largement similaires sur le processus de formation des salaires et les niveaux du chômage<sup>2</sup>. Ce qui importe, *in fine*, c'est la somme de ces taux d'imposition, c'est-à-dire le coin fiscal global entre le coût du travail pour l'employeur et le salaire de consommation des travailleurs. On ne sait pas très bien, *a priori*, si ce coin fiscal affecte de manière permanente la situation sur le marché du travail. En supposant un haut degré de mobilité internationale du capital sur le long terme, les coûts réels du travail dépendent uniquement de facteurs financiers (coût réel du capital) et technologiques (niveau du progrès technologique) exogènes désignés sous le terme de « *frontière des prix de facteurs* ». Dans un marché du travail parfaitement concurrentiel, on peut s'attendre à ce que les travailleurs supportent l'intégralité du poids de l'impôt par le biais de salaires nets moins élevés, le chômage d'équilibre demeurant inchangé. Mais, dans la pratique, il peut ne pas en être ainsi sous réserve que soient remplies les trois conditions ci-dessous :

- Le marché du travail doit être imparfait, en ce sens que les salaires peuvent être fixés à un niveau supérieur au niveau d'équilibre du marché.
- Les travailleurs doivent, du moins dans une certaine mesure, négocier des salaires nets et non pas bruts, ce qui suppose qu'ils préfèrent des salaires directs plus élevés à des avantages indirects financés par l'impôt. Cette hypothèse se vérifiera très probablement pour les impôts et les charges qui ne sont pas acquittés en échange d'une offre publique directe de biens, de services et de transferts au contribuable. L'impôt sur le revenu des personnes physiques entre clairement dans cette catégorie ainsi que les taxes indirectes sur les biens et services. Toutefois, on comprend moins bien comment traiter les cotisations aux régimes publics de sécurité sociale. Dans la mesure où elles sont perçues par les salariés comme donnant droit à des transferts futurs, ces cotisations ressemblent davantage à une épargne forcée ou à des primes d'assurance qu'à un impôt et leur impact sur l'incitation au travail des salariés sera potentiellement très différent. En conséquence, il est difficile dans la pratique de ventiler les cotisations de sécurité sociale en impôts, épargne forcée et primes d'assurances<sup>3</sup>.
- De la même façon, aucune contrainte institutionnelle ne peut empêcher le déplacement de la charge fiscale sur les salaires. Par exemple, en présence d'un salaire minimum légal opposable, une augmentation des taux de cotisation des employeurs à la sécurité sociale grève le coût minimum du travail, ce qui peut avoir des effets défavorables sur la demande de main-d'œuvre (voir ci-dessous).
- Enfin, le salaire de réserve, défini comme le niveau de salaire minimum pour lequel les travailleurs préfèrent le travail au chômage, doit être proportionnellement moins affecté que le salaire par une augmentation du coin fiscal. Comme le souligne, par exemple, Blanchard (1999), les composantes du salaire de réserve incluent non seulement les indemnités de chômage mais également d'autres sources de bien-être économique beaucoup moins susceptibles d'être influencées par le coin fiscal comme les loisirs, la production des ménages, les activités au noir ou les revenus autres que les revenus du travail.

Toutefois, la théorie fournit des indications plus claires pour les travailleurs rémunérés au salaire minimum : dans la mesure où une augmentation des charges sociales ne peut leur être répercutée, celle-ci grève le coût du travail et réduit l'emploi.

Un certain nombre d'études empiriques ont montré qu'une forte imposition du travail tend à accroître le chômage (Belot et van Ours, 2004 ; Nickell, 1997), quoique d'autres soient moins concluantes à cet égard (Scarpetta, 1996 ; Nunziata, 2002 ; Macculloch, et DiTella, 2002). Daveri et Tabellini (2000) constatent un impact particulièrement fort dans les pays où

le pouvoir syndical est fort et le degré de centralisation/coordination du processus de négociation salariale faible ou moyen. Elmeskov *et al.* (1998) constatent également des effets notoires dans les pays à centralisation/coordination moyenne. Ces études concluent qu'un tel environnement permet aux syndicats de compenser une fiscalité lourde par des hausses de salaires<sup>4</sup>.

### Syndicats et système de négociations collectives

Des syndicats puissants sont à même de faire pression pour obtenir des salaires supérieurs aux niveaux d'équilibre du marché au prix d'une baisse de l'emploi. De plus, selon Bertola, Blau et Kahn (2002), les pertes d'emploi subies peuvent toucher principalement les groupes dont l'offre de travail est la plus élastique, par exemple les jeunes, les femmes et les travailleurs âgés qui ont souvent plus d'alternatives à un emploi rémunéré que les hommes d'âge actif<sup>5</sup>. Toutefois, on a longtemps argué que, dans la pratique, l'influence des syndicats sur la formation des salaires varie en fonction du système de négociations collectives (voir, par exemple, Traxler, 2000) :

- Une négociation salariale décentralisée au niveau de l'entreprise a souvent été considérée comme favorable à l'emploi, empêchant les revendications salariales excessives dans la mesure où elles conduiraient à la perte de parts de marché au profit de la concurrence avec les effets négatifs qui en résulteraient pour l'emploi. De même, un effet majeur de la négociation collective est d'harmoniser les conditions de travail entre les travailleurs, avec la possibilité de conséquences négatives pour l'emploi (Siebert, 1997). Ainsi, la compression des salaires (entre les différents niveaux de qualifications) habituellement associée à la centralisation/coordination de la négociation risque de pousser hors du marché un certain nombre de travailleurs peu qualifiés (Calmfors, 1993). De même, une flexibilité insuffisante des salaires au niveau régional peut maintenir des poches de chômage élevé en cas de mobilité géographique limitée<sup>6</sup>.
- En revanche, des systèmes de négociation très centralisés ou coordonnés sont plus susceptibles de conduire à la modération salariale car ils incitent les syndicats à internaliser les effets préjudiciables (sur l'emploi, par exemple) qu'une pression salariale excessive peut avoir au niveau macroéconomique. La centralisation/coordination facilite également les « pactes sociaux » implicites ou explicites en vertu desquels les syndicats s'engagent à limiter les revendications salariales en échange de concessions des pouvoirs publics. Dans cette approche, il existe une relation positive entre le degré de centralisation/coordination, ou « corporatisme »<sup>7</sup>, et la performance globale en matière d'emploi (Bruno et Sachs, 1985 ; Soskice, 1990).
- Ces considérations donnent à penser que les relations entre l'emploi et le degré de corporatisme ne sont probablement pas monotones mais plutôt en cloche (Calmfors et Driffill, 1988) : des systèmes intermédiaires reposant sur une négociation de branche sans coordination de haut niveau donnent les plus mauvais résultats sur le marché du travail car ils ne profitent ni de l'internalisation des externalités négatives associées aux systèmes centralisés/coordonnés ni de la discipline de marché qui prévaut au niveau décentralisé. De fait, lorsque la négociation intervient au niveau de l'entreprise (sans coordination), la forte élasticité de la demande sur les marchés de produits implique que toute augmentation de prix entraînée par des augmentations de salaires se traduira par des pertes sévères de production et d'emplois. Il est donc peu probable que les syndicats d'entreprise exploitent leur emprise sur le marché pour obtenir des augmentations de salaires. En revanche, les syndicats qui négocient au niveau du secteur industriel disposent d'une marge de manœuvre plus grande car

l'élasticité de la demande de produits est généralement moindre ; en effet, il est peu probable qu'il existe autant de proches substituts qu'au niveau de l'entreprise<sup>8</sup>. Une négociation de niveau intermédiaire peut se produire, en particulier, et avoir des effets préjudiciables pour l'emploi, en présence d'extensions légales des conventions collectives sectorielles qui réduisent le champ de la concurrence intérieure à des exigences salariales modérées (encadré 1).

Si certaines études ont constaté un certain ralliement à l'hypothèse « en cloche » (Elmeskov *et al.*, 1998 ; Scarpetta, 1996), la littérature empirique demeure globalement peu concluante (pour une enquête, voir Flanagan, 1999).

### Législation sur la protection de l'emploi

Lorsqu'il existe une législation sur la protection de l'emploi, les entreprises qui licencient s'exposent à des coûts. En conséquence, elles peuvent proposer, en contrepartie de ces coûts de licenciement, des salaires moins élevés. Mais, en même temps, comme les travailleurs en place sont mieux protégés contre le risque de licenciement, ils ont un pouvoir de négociation plus grand et exigent des salaires plus élevés. Les tensions salariales qui en résultent conduisent les entreprises à moins embaucher, ce qui accroît mécaniquement le temps moyen que les demandeurs d'emploi passent au chômage avant de trouver un nouvel emploi. Lorsque le coût du chômage s'accroît pour les travailleurs, ces derniers sont davantage disposés à accepter des salaires moindres pour conserver leur emploi et l'équilibre du marché du travail est rétabli (Blanchard, 1999)<sup>9</sup>. La théorie prédit donc clairement que, d'un côté, la LPE réduit la rotation des emplois (tant le recrutement que le licenciement) mais que, de l'autre, elle accroît la durée des périodes de chômage ce qui a des effets nets formels ambigus sur les taux globaux de l'emploi et du chômage. Les estimations économétriques de l'impact de la LPE sur le taux de chômage ne règlent pas clairement le problème<sup>10</sup>.

Toutefois, on a constaté qu'en réduisant la rotation des emplois, la LPE compromet les perspectives d'emploi des personnes dont les liens avec le marché du travail sont relativement faibles, comme les jeunes travailleurs et les femmes (OCDE 2004). De même, étant donné que la probabilité de trouver un emploi augmente avec la rotation des emplois, il est probable qu'une LPE restrictive augmentera l'incidence du chômage de longue durée. La faible rotation des emplois associée à une législation rigoureuse en la matière risque également d'entraver l'efficacité du Service public de l'emploi (SPE) et des autres politiques actives du marché du travail (PAMT) visant à la réinsertion des chômeurs dans l'emploi. En outre, si la flexibilité des salaires ne permet pas de refléter par une rémunération moindre des coûts de licenciement élevés du fait, par exemple, de l'existence de salaires planchers, les perspectives d'emploi des travailleurs peuvent s'en trouver affectées. Par ailleurs, un certain degré de LPE peut empêcher l'émergence d'accords implicites, entre les travailleurs et les entreprises opérant dans des secteurs exposés à une plus grande volatilité de la demande, de faire un usage intensif des emplois intermittents et de l'assurance-chômage comme étant des composantes de la rémunération dans ce qui est en fait une relation d'emploi continue.

On a argué également que dans un contexte où une protection extensive de l'emploi pour les travailleurs bénéficiant de contrats de travail permanent coexiste avec une réglementation moins stricte pour ceux ayant des contrats de travail temporaire, la pression sur les salaires et donc sur le chômage risque de s'accroître dans la mesure où les syndicats défendent principalement les intérêts des travailleurs permanents (Bentolila et Dolado, 1994). L'argument qui sous-tend ce résultat est que les travailleurs « intégrés » bénéficiant de contrats à durée indéterminée peuvent réclamer des hausses de salaires sans trop risquer de perdre leur emploi car les effets négatifs en termes d'emploi seront principalement

### Encadré A1. Les effets sur le marché du travail des mécanismes d'extension légale

Il a été établi que les procédures d'extension légale, par lesquelles les conventions collectives deviennent partiellement (dispositions minimales, par exemple) ou pleinement opposables à des parties à l'origine non signataires, peuvent être dommageables pour les performances du marché du travail dans le contexte de l'Étude de l'OCDE sur l'emploi de 1994. Les préoccupations relatives aux mécanismes d'extension légale des conventions collectives au niveau de la branche sont triples :

- Ces mécanismes harmonisent les conditions de travail des entreprises du secteur concerné dans un but précis. Ce faisant, ils empêchent les salaires de refléter des conditions locales (niveau de l'entreprise et/ou géographiques) notamment les niveaux de la productivité locale. En conséquence, les entreprises et les travailleurs les moins productifs seront probablement évincés des marchés de produits et du marché du travail tandis que les entreprises les plus productives jouiront d'une rente du fait qu'elles n'auront pas à verser des salaires plus élevés.
- Ces mécanismes suppriment une contrainte importante des revendications salariales des syndicats, à savoir la nécessité d'éviter d'évincer leurs membres du marché du travail. Sachant que, par le biais de l'extension légale, les salaires seront imposés aux travailleurs non membres, les syndicats vont probablement faire monter les enchères au prix d'une baisse de l'emploi.
- L'existence même de dispositions d'extension légale stimule l'adhésion aux fédérations d'employeurs car les employeurs préféreront probablement influencer les termes d'accords négociés plutôt que se les voir dictés par des entreprises concurrentes. Les accords multi-employeurs seront probablement plus fréquents lorsqu'il existera des mécanismes d'extension c'est-à-dire lorsque le degré de centralisation de la négociation salariale sera susceptible d'être plus élevé. Dans la mesure où l'hypothèse « en cloche » a quelque validité, la négociation sectorielle (sans coordination) peut être préjudiciable pour les performances du marché du travail (et plus largement pour les performances économiques) comparée à la fixation décentralisée des salaires.

Le tableau ci-dessous, qui repose sur un indicateur quantitatif des procédures d'extension construit récemment par l'OCDE (Brandt *et al.*, 2004), résume l'importance des mécanismes d'extension dans un certain nombre de pays de l'Organisation. Il apparaît que ces procédures existent principalement dans les pays d'Europe continentale, à l'exception des pays nordiques (sauf la Finlande). Une sorte d'équivalent fonctionnel de l'extension existe encore en Australie via le rôle joué par le « système d'arbitrage » dans l'établissement de dispositions minimales au niveau sectoriel (Hawke et Wooden, 1998 ; OCDE, 2004). Toutefois, son influence a été considérablement réduite au cours de la dernière décennie suite à la loi de réforme des relations industrielles (Industrial Relations Reform Act) de 1993. Il est un autre pays de l'OCDE, dont les procédures d'extension légale ont été considérablement modifiées dans les années 90, c'est la Nouvelle-Zélande où la loi de 1991 sur les contrats de travail (Employment Contract Act) a mis un terme à une longue tradition d'extensions (voir, par exemple, Pencavel, 1999).

**Encadré A1. Les effets sur le marché du travail  
des mécanismes d'extension légale (suite)**

**Extension légale des conventions collectives sectorielles  
dans une sélection de pays de l'OCDE**

	Inexistants	Limités	Importants
Importance des mécanismes d'extension	Canada	Australie	Autriche
	Danemark	Allemagne	Belgique
	Japon	Grèce	Finlande
	Nouvelle-Zélande	Irlande	France
	Norvège	Suisse	Italie
	Suède		Luxembourg
	Royaume-Uni		Pays-Bas
	États-Unis		Portugal
			Espagne

Source: OCDE. Pour plus de détails, voir Brandt *et al.* (2004).

Presque par définition, l'importance des mécanismes d'extension est un déterminant puissant des variations du niveau de couverture des négociations d'un pays à l'autre. Ici, la corrélation internationale entre l'indice quantitatif des procédures d'extension présenté dans Brandt *et al.* et la différence entre le taux de couverture des conventions collectives et le taux de syndicalisation est jugée significative au seuil de 1 %<sup>1</sup>. Cela donne à penser que pour un taux de syndicalisation donné<sup>2</sup>, les mécanismes d'extension légale tendent à accroître la couverture, conférant ainsi aux syndicats un plus grand pouvoir de négociation.

On note également des indications préliminaires selon lesquelles les mécanismes d'extension légale contribuent à façonner le système de négociations collectives. Pour analyser le problème, on construit deux variables indicatrices dans une dimension internationale. L'une des variables indicatrices prend la valeur 1 si des procédures d'extension légale existent dans le pays et la valeur 0 dans le cas contraire et l'autre prend la valeur 1 si la négociation de niveau intermédiaire joue un rôle important<sup>3</sup> et la valeur 0 dans le cas contraire. La corrélation entre ces deux variables indicatrices (sur un échantillon de 22 pays) est jugée significative au seuil de 1 % ce qui donne à penser que les mécanismes d'extension légale stimulent effectivement la négociation au niveau du secteur industriel.

1. Pour d'autres indications récentes dans cet esprit, voir Traxler *et al.* (2001).
2. Toutefois, les procédures d'extension légale incitent moins les employés à se syndiquer car l'application aux travailleurs des termes des accords négociés ne dépend plus de l'appartenance à un syndicat.
3. Cela correspond aux pays dans lesquels l'indice de centralisation de l'OCDE prend les valeurs 2 ou 3 pour l'année 2000 (voir OCDE, 2004), c'est-à-dire aux pays dans lesquels les négociations au niveau du secteur industriel sont soit concomitantes soit priment sur les accords au niveau de l'entreprise/de l'usine.

supportés par les travailleurs non intégrés titulaires de contrats de travail à durée déterminée. Il se peut, en outre, que les contrats déréglementés de travail temporaire n'augmentent la rotation des emplois que dans ce secteur du marché du travail, ce qui risque d'avoir un effet dissuasif pour la formation des travailleurs concernés sans constituer un pas vers des relations d'emploi plus permanentes, aussi longtemps que les coûts de licenciement resteront élevés (Blanchard et Landier, 2002 ; Cahuc et Postel-Vinay, 2002). Ces arguments ont fait craindre qu'une déréglementation de la LPE centrée sur les contrats temporaires n'améliore pas les performances du marché du travail (Dolado *et al.*, 2002).

### Réglementation des marchés de produits

Un nombre croissant de publications récentes<sup>11</sup> confirme le point de vue selon lequel la concurrence sur les marchés de produits peut avoir un impact sur la performance du marché du travail. Ainsi, un abaissement des barrières à l'entrée sur le marché diminue le pouvoir du marché et les rentes des entreprises en place, et permet l'entrée de nouvelles entreprises. Ces deux effets tendent à accroître les niveaux d'activité et la demande de main-d'œuvre. En outre, des rentes moindres sur les marchés de produits se traduisent généralement par des revendications salariales moindres, ce qui tend à combler l'écart entre la productivité et les salaires réels, qui est source de chômage. Une concurrence accrue résultant de réformes opérées sur les marchés de produits encouragera également les salaires réels via des prix moindres, même si cet effet peut être quelque peu atténué si les salaires antérieurs aux réformes contiennent une composante rente importante qui diminue du fait que l'intensification de la concurrence sur les marchés de produits réduit les rentes et donc la possibilité de partage des rentes. L'augmentation des salaires réels stimulera l'offre de main d'œuvre et l'emploi. En outre, un accroissement de la concurrence sur les marchés de produits entraînera probablement des changements dans le fonctionnement du marché du travail, ce qui aura des répercussions sur l'emploi et le chômage. Une concurrence plus âpre risque de durcir la position des employeurs à la table de négociation et d'accroître les coûts en termes d'emploi de pressions à la hausse des salaires, conduisant ainsi à une baisse du chômage. Une réduction de l'incidence et du degré de partage des rentes tendra également à réduire le « chômage d'attente » car dans les secteurs « à salaires élevés », il deviendra moins intéressant de prolonger le chômage et de limiter la recherche d'emploi.

Ces effets tendront certes à réduire le chômage et à encourager l'emploi sur le long terme mais des problèmes d'ajustement importants pourraient se poser à court terme car une concurrence faible sur les marchés de produits a non seulement des retombées sur les salaires mais aussi sur les niveaux de productivité car les rentes sont prises sous la forme d'une « vie paisible » et d'une « inefficacité x ». Dans ces conditions, une concurrence accrue peut générer une réduction d'effectifs. Toutefois, on ne sait pas très bien si cette réduction d'effectifs sera absorbée rapidement ou si elle conduira à une augmentation prolongée du chômage et à une baisse des taux d'emploi. D'un côté, en augmentant la réaffectation des ressources par un processus de destruction créative, une concurrence accrue accélère un processus de changement de fonctions sur le marché du travail, relevant ainsi les niveaux de l'emploi d'équilibre. De l'autre, certaines institutions qui diffèrent les ajustements nécessaires risquent d'allonger le processus de transition. Ce peut être le cas, par exemple, lorsque les indemnités de chômage et les prestations connexes sont liées aux salaires passés, lesquels incluent des composantes de rente, rendant le chômage et autres formes d'inactivité financièrement attractifs comparés à des salaires qui ne sont pas artificiellement gonflés par des rentes.

## Politiques actives du marché du travail

Constituées habituellement de services de placement et de programmes du marché du travail tels que les aides à la recherche d'emploi, à la formation professionnelle ou à l'embauche, les PAMT peuvent réduire le chômage en améliorant l'efficacité du processus de mise en correspondance des offres et des demandes d'emplois et en valorisant l'expérience professionnelle et les qualifications des chômeurs. Le fait de lier les critères d'admissibilité à l'assurance-chômage à la participation à des programmes de PAMT peut également accroître l'effort préalable de recherche d'emploi (OCDE, 2003). En pratique, toutefois, on a constaté que l'efficacité des PAMT diffère sensiblement d'un type de programme à l'autre. En particulier, les résultats de la création d'emplois publics et des programmes de subventions salariales, qui génèrent bien souvent des pertes de poids mort considérables (création d'emplois aidés qui auraient été créés de toute façon) et des effets de substitution (des travailleurs admis à bénéficier d'une subvention remplacent d'autres travailleurs non admis à en bénéficier) ont été bien souvent décevants en termes de réinsertion des chômeurs dans l'emploi non aidé (Martin et Grubb, 2001). En outre, les effets bénéfiques des PAMT doivent être pondérés par le coût des impôts qui les financent, ce qui peut, à son tour, accroître le chômage. De plus, certains programmes peuvent, s'ils sont mal conçus, anéantir les efforts de recherche et, dans le cas où la participation à des PAMT représente une alternative plus attractive (financièrement ou vraisemblablement par rapport à la stigmatisation associée aux solutions alternatives) que le chômage déclaré, ils peuvent accroître les revendications salariales (Calmfors et Forslund, 1991).

Les études macroéconomiques empiriques montrent généralement un effet négatif sur le chômage global des dépenses au titre des PAMT mais elles ne s'accordent pas sur son ampleur (par exemple Scarpetta, 1996 ; Nickell, 1997, 1998 ; Nickell et Layard, 1999 ; Boone et van Ours, 2004). Les études microéconomiques établissent un impact positif pour certains types de programmes, mais pas pour d'autres (voir Heckman *et al.*, 1999, Martin et Grubb, 2001, Kluge et Schmidt, 2001, Betchermann *et al.*, 2004). Lorsqu'on prend dûment en compte l'impact à long terme des PAMT sur les liens avec l'emploi<sup>12</sup>, on constate que ce sont les services d'emploi intensifs, les stratégies de gestion individualisée et les stratégies mixtes avec orientations sélectives vers des programmes de longue durée qui ont l'impact le plus important. En tout état de cause, des programmes apparemment similaires peuvent donner des résultats très différents ; une conception des programmes dans le moindre détail est donc essentielle (OCDE, 2005).

## Salaire minimum

Sur un marché du travail parfaitement concurrentiel, un salaire minimum supérieur au niveau d'équilibre du marché réduit la demande de main d'œuvre et donc accroît le chômage. En particulier, les catégories de travailleurs les moins productives sont évincées de l'emploi et vraisemblablement de la population active si, comme dans le cas des jeunes ou des femmes peu qualifiées, leurs liens avec le marché du travail sont plus lâches. Toutefois, la réponse n'est plus aussi nette lorsqu'on prend en compte le pouvoir monopsonne des entreprises. Dans ce cas, les employeurs ont un certain pouvoir discrétionnaire en matière de fixation des salaires car les travailleurs ne peuvent aisément trouver un travail ailleurs (pour des raisons telles qu'une information imparfaite sur les emplois vacants ou une faible mobilité géographique). Dans ces conditions, une augmentation du salaire minimum réduit le chômage jusqu'à un certain point et commence ensuite à l'accroître<sup>13</sup>. Le principal enseignement que l'on peut tirer des différentes représentations du fonctionnement du marché

du travail<sup>14</sup>, c'est qu'il n'est pas nécessaire de fixer le salaire minimum à un niveau suffisamment bas pour minimiser son impact négatif potentiel sur l'emploi.

### **Incitations à la mobilité et politique du logement**

La mobilité (interne et interentreprises) de la main-d'œuvre peut être un facteur important de réduction des déséquilibres régionaux en matière d'emploi et assurer une affectation rapide de la main d'œuvre aux emplois les plus productifs, augmentant ainsi l'efficacité globale du processus de mise en correspondance des offres et des demandes. La littérature sur cette question s'est particulièrement focalisée sur les obstacles potentiels à la mobilité que constituent les politiques existantes en matière de logement (par exemple, Oswald, 1997). Dans la mesure où le logement constitue habituellement la principale composante du budget des ménages (remboursements hypothécaires ou loyers), la décision de changer de résidence pour prendre un nouvel emploi sera probablement influencée par la situation du marché de l'immobilier et par les politiques du logement. En général, les propriétaires sont moins susceptibles de migrer que les locataires. Donc, toutes choses égales par ailleurs, plus les incitations fiscales et les aides à l'accession à la propriété seront importantes, plus la proportion des propriétaires par rapport aux locataires sera importante et plus la mobilité géographique sera faible, surtout si les coûts des transaction (procédures, taxes, honoraires immobiliers) sont élevés (Catté *et al.*, 2004 ; OCDE, 2005).



## NOTES

1. En outre, les prestations doivent être financées par l'impôt ce qui peut avoir un impact négatif sur l'emploi (voir ci-dessous).
2. Voir, par exemple, le résumé dans Nickell (1997).
3. Disney (2004) s'efforce de diviser les cotisations en une composante impôt et une composante prime.
4. Les implications probables des différents systèmes de négociation salariale pour les revendications salariales sont discutées plus en détail ci-dessous.
5. Ces activités alternatives sont respectivement l'enseignement, la production domestique et la retraite.
6. McHugh (2002) suggère également que plus le degré de centralisation est élevé plus les syndicats sont en mesure de faire pression sur les autorités pour obtenir un environnement juridique favorable à leurs activités, c'est-à-dire plus ils sont puissants dans les négociations salariales.
7. Le degré de corporatisme combine deux dimensions : i) le niveau de négociation : centralisée, intermédiaire (au niveau de la branche ou au niveau régional) ou décentralisée (au niveau de l'entreprise) ; et, ii) le degré de coordination entre, d'une part, les syndicats et, de l'autre les associations patronales. Cette dernière dimension du corporatisme permet de considérer les cas où la coordination au niveau de la branche est fonctionnellement équivalente aux systèmes centralisés, minimisant ainsi leurs résultats.
8. Par exemple, il existe assurément moins de substituts aux vêtements pris comme un tout, que pour une marque particulière de vêtements. Toutefois, cet argument ne prend pas en compte l'impact de la concurrence étrangère, ce qui, dans la pratique, limite également la capacité des syndicats de branche à exploiter leur emprise sur le marché.
9. Pour une analyse plus globale des effets de la LPE sur la situation du marché du travail, voir OCDE (2004).
10. Scarpetta (1996) et Elmeskov *et al.* (1998) constatent un effet positif dans certaines de leurs équations d'estimation alors que Nickell (1997) et Nunziata (2002) ne constatent aucun effet significatif.
11. Voir Krueger et Pischke (1997), Amable et Gatti (2001), Pissarides (2001), Spector (2002), Blanchard et Giavazzi (2003), Messina (2005), Ebell et Haefke (2003).
12. Les études de microévaluation, qui ont souvent des périodes courtes d'observation postérieurement aux programmes, ne parviennent pas à saisir l'effet des PAMT sur les liens avec l'emploi. Le problème se pose tout particulièrement pour les programmes qui visent à améliorer l'adéquation entre l'offre et la demande d'emplois, tels que les programmes ayant un certain contenu de formation. En fait, ces programmes tendent à

être d'autant plus performants que la période d'observation est plus longue (OCDE, 2005). De même, les effets généraux d'équilibre ne sont souvent pas pris en compte dans les études microéconométriques (Boone et van Ours, 2004).

13. Plus précisément, partant du taux de salaire d'équilibre dans un marché du travail monopsonne, une augmentation du salaire minimum réduit la rente monopsonne des employeurs et accroît les niveaux d'emploi jusqu'à ce il arrive au niveau qui prévaut sur un marché du travail parfaitement concurrentiel. Une augmentation du salaire minimum au-delà de ce niveau commencera alors à réduire l'emploi. Dans la pratique, toutefois, il est difficile de déterminer un niveau approprié de salaire minimum car celui-ci dépend d'un large éventail de facteurs dont le fonctionnement effectif des marchés du travail et l'élasticité de l'offre et de la demande de main-d'œuvre.
14. Pour une étude d'autres modèles théoriques, comme les modèles de salaire d'efficience, dans lesquels une augmentation du salaire minimum risque de réduire le chômage dans certaines conditions et jusqu'à un certain niveau, voir OCDE (1998).

## Annexe 2

### Sources et construction des données

#### Taux de chômage

Définition : travailleurs sans emploi (ayant un emploi) en pourcentage de la population active (population d'âge actif). Les taux agrégés font référence au groupe d'âge des 15-64 ans.

Source : Base de données de l'OCDE sur les statistiques de la population active ; statistiques annuelles de la population active.

Ajustements des données. Alors que la principale source est la base de données de l'OCDE sur les statistiques de la population active, les statistiques annuelles de la population active, qui sont habituellement disponibles sur des périodes plus longues, ont été également utilisées dans certains cas pour rétropolier les taux d'emploi (de chômage) (dans l'hypothèse de pourcentages similaires de *variation* des taux de chômage et d'emploi dans les deux sources). Les observations manquantes sont obtenues, dans la mesure du possible, par interpolation linéaire.

#### Indicateurs de politique et indicateurs institutionnels

##### Taux moyen de remplacement des indemnités de chômage :

Définition : taux moyen de remplacement brut pour deux situations de revenus (100 % et 67 % du salaire de l'ouvrier moyen), trois situations de famille (célibataire, avec conjoint à charge, avec conjoint actif) et trois durées différentes du chômage (1<sup>re</sup>, 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> années, et 4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> années de chômage).

Source : OCDE, base de données des prestations et des salaires.

Ajustements des données. Les données initiales ne sont disponibles que pour les années impaires. Les données pour les années paires sont obtenues par interpolation linéaire.

##### Taux initial (première année) de remplacement des indemnités de chômage :

Définition : taux moyen de remplacement brut pendant la première année de chômage pour deux situations de revenus (100 % et 67 % du salaire de l'ouvrier moyen) et trois situations de famille (célibataire, avec conjoint à charge, avec conjoint actif).

Source : OCDE, base de données des prestations et des salaires.

Ajustements des données. Les données initiales ne sont disponibles que pour les années impaires. Les données pour les années paires sont obtenues par interpolation linéaire.

**Durée des indemnités de chômage :**

Définition : taux moyen rapporté au taux initial de remplacement des indemnités de chômage (voir ci-dessus).

**Coin fiscal :**

Définition : coin fiscal entre le coût du travail pour l'employeur et le revenu net correspondant pour l'employé dans le cas d'un ménage monoactif avec deux enfants, percevant 100 % du salaire de l'ouvrier moyen. Le coin fiscal exprime la somme de l'impôt sur le revenu des personnes physiques et de toutes les charges sociales en pourcentage du coût total de la main-d'œuvre.

Source : OCDE, *Les impôts sur les salaires*.

Ajustements des données. Autriche : les données initiales n'incluent les cotisations de sécurité sociale qu'à partir de 1997, induisant ainsi une évolution à la hausse du coin fiscal à compter de cette année là ; à partir de 1997, le coin fiscal est donc recalculé en se fondant sur le fait que le taux des cotisations de sécurité sociale de l'employeur est demeuré inchangé entre 1996 et 1997. Pays-Bas : contrairement à ce qui s'est passé les autres années, en 2002 et 2003 les salaires de l'ouvrier moyen ont été à peine supérieurs au seuil au-delà duquel employeurs et employés n'ont plus à cotiser au régime national de l'assurance maladie (qui est habituellement remplacée par une assurance maladie privée), induisant ainsi un déclin temporaire du coin fiscal ; on règle ce problème en remplaçant les observations pour 2002 et 2003 par les interpolations linéaires entre les observations pour 2001 et 2004.

**Coin fiscal tiré des comptes nationaux :**

Définition : taux combiné d'imposition du travail et de la consommation, tiré des comptes nationaux. Par rapport aux coins fiscaux de la main-d'œuvre simulés par des modèles d'impôts tels que ceux publiés dans *Les impôts sur les salaires*, le principal avantage des coins fiscaux tirés des comptes nationaux est d'intégrer les taxes à la consommation. Il existe un certain nombre d'autres différences entre les *impôts sur les salaires* calculés et ceux établis à partir des comptes nationaux<sup>1</sup>. Notamment :

- alors que les différences de structure de la population (par exemple éventail des revenus ou démographie) affectent les coins fiscaux effectifs moyens tirés des comptes nationaux, elles n'ont aucun impact sur le calcul des *impôts sur les salaires*. De ce point de vue, ces derniers sont donc plus comparables d'un pays à l'autre car ils font référence à des situations de famille similaires. En revanche, il se peut que le calcul des *impôts sur les salaires* ne reflète pas avec exactitude la situation des individus à très faibles revenus et celle des individus à très hauts revenus.
- Les coins fiscaux effectifs moyens implicites reposent sur des données « réelles », reflétant ainsi tous les facteurs qui influent sur le montant d'impôts effectivement payé. Au contraire, le calcul des *impôts sur les salaires* ne tient aucun compte des données observées mais se fonde sur les calculs effectués pour un petit nombre de familles « types » différentes. Le degré de représentativité de la population des contribuables effectifs diffèrera habituellement d'un pays à l'autre.
- Contrairement aux coins fiscaux tirés des comptes nationaux, les données publiées dans *Les impôts sur les salaires* intègrent les prestations familiales.

- Le calendrier des variations des coins fiscaux peut différer d'une source à l'autre car les statistiques des recettes publiques sont calculées sur une base de trésorerie alors que les coins fiscaux publiés dans *Les impôts sur les salaires* reflètent les règles fiscales prévalant pour l'exercice considéré.

Source : Carey D. et J. Rabesona (2002), « Ratios fiscaux pour les revenus du travail et du capital et pour la consommation », *Revue économique de l'OCDE* n° 35, 2002/2 ; Carey D. (2003), « Tax Reform in Belgium », *Document de travail n° 354 du Département des affaires économique de l'OCDE*, mai. Les calculs effectués par ces auteurs se fondent sur les *Statistiques des recettes publiques de l'OCDE* et sur les *Comptes nationaux des pays de l'OCDE*.

#### **Taux d'imposition de la main-d'œuvre et de la consommation :**

Définition : composantes du coin fiscal global tirées des comptes nationaux (voir ci-dessus).

#### **Législation sur la protection de l'emploi (LPE) :**

Définition : indicateur OCDE résumé de la rigueur de la législation sur la protection de l'emploi.

Source : *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Édition 2004.

#### **Réglementation des marchés de produits (RMP) :**

Définition : indicateur OCDE résumé des freins réglementaires à la concurrence sur les marchés de produits dans sept industries du secteur non manufacturier. Les données utilisées dans ce rapport<sup>2</sup> couvrent les réglementations et les conditions du marché dans sept industries du secteur de l'énergie et des services : gaz, électricité, poste, télécommunications (services fixes et mobiles), transport aérien de passagers, transport ferroviaire (de passagers et de marchandises) et transport routier de marchandises.

Source : Conway, P., D. De Rosa, G. Nicoletti, et F. Steiner (2006), « Regulation, competition, and productivity convergence », *document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 509.

#### **Degré de corporatisme :**

Définition : indicateur du degré de centralisation/coordination des processus de négociation salariale qui prend des valeurs de 1 pour des processus décentralisés et non coordonnés et de 2 et 3 respectivement pour des degrés de centralisation/coordination intermédiaires et élevés. La variable indicatrice de « corporatisme élevé » utilisée dans ce rapport prend la valeur 1 lorsque la négociation est centralisée ou coordonnée et la valeur 0 dans les autres cas.

Source : *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Édition 2004.

Ajustements des données. Les données initiales sont des moyennes sur cinq ans et classent les pays, à l'intérieur de chaque période, sur une échelle de 0 à 5, 0 désignant les pays où le corporatisme est le plus faible et 5 les pays où le corporatisme est le plus élevé. Dans le présent document, les données annuelles ont été reconstruites sur la base de sources diverses concernant le calendrier des changements intervenus en matière de centralisation et/ou de coordination de la négociation salariale. En outre, l'indicateur a été rééchelonné sur une échelle de 1 à 3. Dans ce processus, on a supposé qu'en France la négociation salariale s'effectue principalement au niveau intermédiaire alors que les données ini-

tiales la décrivent comme un panachage de négociations au niveau de l'entreprise et de négociations au niveau de la branche. De même, au Danemark et au Portugal, l'indicateur initial fluctue entre haut et intermédiaire sur toute la période d'estimation. On a supposé que de telles fluctuations ne se sont pas susceptibles de se produire dans la réalité et qu'elles introduiraient du bruit dans les estimations. Par conséquent, à la suite de Nicoletti, G., A. Bassanini, E. Ernst, S. Jean, P. Santiago et P. Swaim, « Product and labour market interactions in OECD Countries », *document du travail n° 314 du Département des affaires économiques de l'OCDE, 2001*, on a supposé qu'un degré élevé de corporatisme avait prévalu sur l'ensemble de la période au Danemark et un degré intermédiaire au Portugal. Pour les autres pays, les valeurs 1, 2 et 3 correspondent respectivement aux valeurs 1-2, 3 et 4-5 dans l'ensemble initial de données.

### **Taux de syndicalisation :**

Définition : taux de syndicalisation, c'est-à-dire pourcentage de travailleurs affiliés à un syndicat.

Source : *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Édition 2004.

Ajustements des données. Les données pour les années manquantes sont obtenues par interpolation linéaire. En outre, pour la plupart des pays de l'OCDE, des données initiales sont généralement disponibles jusqu'en 2001. On a donc effectué des extrapolations pour obtenir des données jusqu'à l'horizon 2003. Ces données reposent principalement sur des sources nationales mais, dans certains cas il a fallu, du fait du manque de données, prendre comme hypothèse des taux de syndicalisation inchangés sur la période 2001-2003.

### **Couverture des conventions collectives :**

Définition : ce taux désigne le pourcentage de travailleurs couverts par une convention collective.

Source : *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Édition 2004. Dans le cas de l'Irlande, le taux moyen de couverture des négociations collectives est tiré de Belot, M. et J. van Ours (2004), « Does the Recent Success of Some OECD Countries in Lowering their Unemployment Rates Lie in the Clever Design of their Labor Market Reforms? », *Oxford Economic Papers*, vol. 56.

### **Dépenses publiques au titre des politiques actives du marché du travail (PAMT) :**

Définition : dépenses publiques par chômeur au titre des programmes actifs du marché du travail en pourcentage du PIB par habitant (ou dépenses publiques au titre des programmes actifs du marché du travail en pourcentage du PIB et en fonction de spécifications économétriques). Les cinq grandes catégories utilisées dans l'analyse désagrégée se définissent comme suit :

1. Services publics de l'emploi (SPE) et administration : services de placement, de conseil et d'orientation professionnelle, stages de recherche d'emploi, aide aux coûts de déménagement, administration des indemnités de chômage, tous autres coûts d'administration des agences pour l'emploi y compris la gestion des programmes du marché du travail.
2. Formation liée au marché du travail : formation pour adultes au chômage et personnes à risque, formation pour adultes ayant un emploi (les programmes spéciaux de formation pour les jeunes et les handicapés sont exclus).

3. Mesures en faveur des jeunes : programmes spéciaux concernant les mesures en faveur des chômeurs et des jeunes défavorisés, soutien de l'apprentissage et des formes connexes de formation générale des jeunes.
4. Emploi aidé : mesures ciblées visant à favoriser ou à donner un emploi aux chômeurs et autres groupes prioritaires (mais pas aux jeunes ou aux handicapés).
5. Mesures en faveur des handicapés : programmes spéciaux concernant la réinsertion professionnelle et le travail des handicapés.

Source : calculs effectués sur la base des *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*.

Ajustements des données. Dans la base de données de l'OCDE, on ne dispose pas de données pour l'Italie avant 1996 ; aux fins de la présente étude, ces données ont été rétro-polées sur la base de l'ensemble de données utilisé par Elmeskov, J., J. Martin et S. Scarpetta (1998), « Key Lessons for Labour Market Reforms : Evidence from OECD Countries Experiences », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 5.

### **Salaire minimum :**

Définition : ratio salaire minimum légal/salaire médian (en %).

Source : Base de données de l'OCDE sur les salaires minimums.

### **Taux d'accession à la propriété :**

Définition : logements occupés par leur propriétaire en pourcentage du parc total de logements occupés (moyenne sur la période 1990-2000 ; l'observation de 2000 concerne uniquement le Portugal).

Source : Oswald, A.J. (1999), « The Housing Market and Europe's Unemployment : A Non-Technical Paper », University of Warwick, United Kingdom, mai ([www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/oswald/homesnt.pdf](http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/oswald/homesnt.pdf)). Les données pour le Portugal sont tirées des *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Édition 2005.

### **Variables macroéconomiques**

#### **Écart de production :**

Définition : mesure OCDE de l'écart entre la production effective et la production potentielle en pourcentage de la production potentielle.

Source : *Perspectives économiques de l'OCDE* 76, décembre 2004.

#### **Choc affectant la productivité totale des facteurs :**

Définition : écart du logarithme de la productivité totale des facteurs (PTF) par rapport à sa tendance calculée au moyen d'un filtre de Hodrick-Prescott (HP) (paramètre de lissage  $\lambda = 100$ ).

Source : Calculs effectués par l'OCDE sur la base des *Perspectives économiques de l'OCDE* 76. Pour le Canada et les États-Unis, les données brutes sur le stock de capital sont tirées de OCDE (2003), *Les sources de la croissance économique dans les pays de l'OCDE*.

Ajustements des données. Le calcul se fait en trois temps. Dans un premier temps, on calcule la croissance du résidu de Solow dans le secteur des entreprises à l'aide de l'équation suivante :  $\Delta \log(\text{TFP}) = [\Delta \log(Y) - \alpha \Delta \log(N) + (1 - \alpha) \Delta \log(K)] / \alpha$ , où Y désigne le PIB réel du secteur des entreprises, N l'emploi total, K le stock brut de capital et  $\alpha$ , la part des

revenus du travail dans le produit total du secteur des entreprises. On obtient ensuite un indice du logarithme de la productivité totale des facteurs,  $\log(PTF)$ , en faisant le cumul des valeurs annuelles de  $\Delta \log(PTF)$ . On calcule enfin la variable du choc affectant la PTF par la différence entre  $\log(PTF)$  et sa tendance calculée au moyen du filtre HP.

**Choc affectant les termes de l'échange :**

Définition : logarithme du prix relatif des importations pondéré par la part des importations dans le PIB, autrement dit choc des termes de l'échange =  $(M/Y) * \log(P_M/P_Y)$ , où M et Y désignent respectivement les importations totales et le PIB en valeur nominale, et  $(P_M/P_Y)$  le ratio déflateur des importations totales/déflateur du PIB.

Source : Calculs effectués par l'OCDE sur la base des *Perspectives économiques de l'OCDE 76*.

**Chocs affectant le taux d'intérêt réel :**

Définition : différence entre le rendement (en %) nominal des obligations État à 10 ans et la variation (en pourcentage) annuelle du déflateur du PIB

Source : Calculs effectués par l'OCDE sur la base des *Perspectives économiques de l'OCDE 76* et des Statistiques financières internationales (*International Financial Statistics*) du FMI.

**Chocs affectant la demande de main-d'œuvre :**

Définition : logarithme de la part du travail dans le PIB du secteur des entreprises expurgé de l'influence à court terme des facteurs de prix.

Source : Calculs effectués par l'OCDE sur la base des *Perspectives économiques de l'OCDE 76*.

Ajustements des données. La méthode utilisée suit celle de Blanchard, O. et J. Wolfers (2000), « The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment : The Aggregate Evidence », *The Economic Journal*, vol. 110, n° 462, mars. Dans un premier temps, on calcule les mesures des salaires réels et de l'emploi en unités d'efficacité à l'aide de la formule  $W_{\text{unités d'efficacité}} = (W/P_Y)/PTF$  et  $N_{\text{unités d'efficacité}} = N * PTF$ , respectivement (pour des détails sur les notations et les sources, voir ci-dessus la construction des chocs de productivité totale des facteurs). La mesure la plus simple possible des chocs de la demande de main-d'œuvre serait le négatif de la somme du logarithme du facteur travail en unités d'efficacité/production réelle dans le secteur des entreprises, d'une part et du logarithme des salaires réels en unités d'efficacité d'autre part :  $-\left[\log(N_{\text{unités d'efficacité}}/Y) + \log(W_{\text{unités d'efficacité}})\right] = -\log[(N * PTF)/Y] - \log[(W/P_Y)/PTF] = -\log[(W * N)/(P_Y * Y)] = -(\text{part du travail dans le revenu du secteur des entreprises})$ . Toutefois, cette mesure simple des chocs affectant la demande de main-d'œuvre n'est exacte que dans la mesure où la fonction de production est de type Cobb-Douglas et où les proportions des facteurs s'ajustent instantanément aux variations des prix des facteurs. Dans la mesure où il est peu probable que cette dernière hypothèse se vérifie à court terme, les variations de la part du travail reflètent à la fois les chocs authentiques affectant la demande de main-d'œuvre et l'ajustement décalé des proportions des facteurs aux variations des prix des facteurs.

Il est donc nécessaire d'expurger la part du travail de l'influence à court terme des facteurs de prix. Dans un souci de simplicité et de comparabilité, nous l'avons fait ici en suivant la méthode adoptée par Blanchard (1998), « Revisiting European Unemployment : Unemployment, Capital Accumulation and Factor Prices », *NBER Working Paper* n° 6566, mai. Concrètement, on calcule une mesure des salaires prenant en compte l'ajustement des proportions des facteurs à l'aide de la formule :  $\log(W_{\text{ajusté}}) = \lambda * \log(W_{\text{ajusté}}) + (1-\lambda) * \log(W_{\text{unités}}$



d'efficacité), dans laquelle la valeur du paramètre  $\lambda$  est fixée à 0.8 conformément aux estimations des données annuelles fournies par Blanchard. On construit ensuite le choc affectant la demande de main-d'œuvre – [ $\log(N_{\text{unités d'efficacité}}/Y) + \log(W_{\text{ajusté}})$ ]. Le signe négatif implique qu'une augmentation de cette variable doit être interprétée comme un choc négatif affectant la demande de main-d'œuvre. Enfin, cette variable est fixée à zéro pour l'année 1970 (ou la première année de disponibilité de données pour les pays pour lesquels on ne dispose pas de séries temporelles longues).

Les statistiques descriptives de toutes les variables sont présentées aux tableaux A2.1 et A2.2.

**Tableau A2. Statistiques descriptives des variables utilisées dans les régressions du chômage, 1982-2003**

Variable	Moyenne	Écart-type	Maximum	Minimum	Nombre d'observations
Taux de chômage (%)	7.76	4.19	24.04	0.40	434
Taux moyen de remplacement des prestations (%)	29.68	12.63	64.94	0.35	434
Taux initial de remplacement des prestations (%)	48.03	19.80	88.80	1.04	434
Durée des prestations (années)	0.65	0.23	1.64	0.32	434
Coin fiscal (%)	28.66	8.97	45.50	6.40	434
Coin fiscal (comptes nationaux, %)	44.00	9.86	63.56	26.19	398
Coin fiscal travail (comptes nationaux, %)	27.09	6.05	41.72	16.86	398
Taxes sur la consommation (%)	16.87	5.58	28.62	6.09	411
LPE	2.07	1.09	4.19	0.20	434
LPE, contrats permanents	2.08	1.00	5.00	0.17	434
LPE, contrats temporaires	2.07	1.48	5.38	0.25	434
RMP	3.81	1.29	6.00	1.05	434
Taux de syndicalisation (%)	39.55	20.52	83.86	8.20	434
Corporatisme élevé	0.55	0.50	1.00	0.00	434
Corporatisme moyen	0.20	0.40	1.00	0.00	434
Corporatisme faible	0.25	0.43	1.00	0.00	434
Couverture des conventions collectives forte	0.72	0.45	1.00	0.00	434
Salaire minimum (%)	45.79	10.32	64.21	28.97	217
PAMT (%)	27.94	25.15	179.13	3.28	332
Formation (%)	7.44	7.85	54.57	0.28	324
Mesures en faveur des jeunes (%)	2.72	2.97	21.03	0.00	324
Emploi aidé (%)	6.19	6.11	33.93	0.07	324
SPE (%)	5.57	4.50	25.46	0.00	324
Mesures en faveur des handicapés (%)	6.45	11.85	83.58	0.00	332
Écart de production (%)	-0.89	2.53	6.30	-12.21	434
Choc affectant la PTF	0.00	0.02	0.05	-0.10	419
Choc affectant les termes de l'échange	-0.04	0.07	0.19	-0.23	434
Choc affectant les taux d'intérêt (%)	4.61	2.25	14.12	-9.28	434
Choc affectant la demande de main-d'œuvre	0.03	0.06	0.24	-0.14	397

Note : Pour les sources et définitions, voir le texte.

Tableau A3. **Statistiques descriptives des variables utilisées dans les régressions du chômage, 1970-2003**

Variable	Moyenne	Écart-type	Maximum	Minimum	Nombre d'observations
Taux de chômage (%)	6.45	4.14	24.04	0.09	669
Taux moyen de remplacement des prestations (%)	26.85	13.34	64.94	0.00	674
Coin fiscal (comptes nationaux, %)	43.07	9.96	63.56	21.28	522
Taux de syndicalisation (%)	42.06	19.37	83.86	7.38	654
Couverture des conventions collectives (moyenne par pays, %)	66.99	22.50	95.00	19.33	674
Corporatisme élevé	0.57	0.49	1.00	0.00	674
LPE (moyenne par pays)	2.09	1.07	3.90	0.20	674
RMP	4.27	1.27	6.00	1.05	674
PAMT (moyenne par pays, %)	29.82	26.78	157.48	7.02	674
Accession à la propriété (moyenne par pays)	0.59	0.13	0.78	0.30	20
Écart de production (%)	-0.52	2.60	16.02	-12.21	616
Choc affectant la PTF	0.00	0.02	0.07	-0.10	622
Choc affectant les termes de l'échange	-0.02	0.07	0.19	-0.23	654
Choc affectant les taux d'intérêt (%)	2.94	3.83	14.12	-14.08	674
Choc affectant la demande de main-d'œuvre	0.02	0.06	0.24	-0.14	597

Note : Pour les définitions et les sources, voir le texte.

## Notes

1. Pour plus de détails, voir Heady, C. (2002), « The "Taxing Wages" Approach to Measuring the Tax Burden on Labour », *CESifo Working Paper* (Category 1 : Public Finance) n° 967, juin.
2. On trouvera des détails sur l'indicateur RMP élargi pour l'ensemble de l'économie, qui n'est disponible que pour 1998 et 2003 et n'est donc pas utilisé dans ce rapport, dans Conway, P., V. Janod et G. Nicoletti (2005) "Product Market Regulation in OECD Countries : 1998 to 2003", *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 419, OCDE, Paris.