

Chapitre 7

Réévaluation du rôle des politiques et des institutions dans la performance du marché du travail : analyse quantitative

Les pays qui ont réalisé des réformes structurelles se trouvent-ils dans une meilleure situation du point de vue de l'emploi et du chômage? Jusqu'à quel point l'évolution qu'ont connue l'emploi et le chômage ces dernières années est-elle due à une modification du cadre institutionnel et des politiques? Cette modification du cadre institutionnel et des politiques paraît expliquer pour près des deux tiers les variations non conjoncturelles du chômage ces deux dernières décennies. Les réformes de la fiscalité et des prestations sociales, de même que la libéralisation de la réglementation des marchés de produits, améliorent indéniablement la performance du marché du travail. Les réformes entreprises dans ces secteurs ont un effet synergique, de sorte qu'une réforme sur un point particulier est d'autant plus bénéfique que le cadre global des institutions et des politiques est plus propice à l'emploi. De même, les dépenses consacrées aux programmes actifs du marché du travail peuvent atténuer les effets de contre-incitation au travail que crée une indemnisation généreuse du chômage. Les conditions macroéconomiques sont également importantes pour les résultats sur le plan du chômage, mais leur impact est tributaire des politiques et des institutions qui caractérisent le marché du travail.

Introduction et principaux constats

De très nombreux ouvrages sont consacrés à l'impact des politiques et des institutions sur la performance du marché du travail. Les principales conclusions de ces études sont généralement conformes aux grands axes de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi de 1994, dont certaines recommandations ont pu être remises en cause (voir en particulier le chapitre 3). On fera état dans le présent chapitre des nouvelles analyses empiriques de l'OCDE concernant l'influence des politiques mises en œuvre sur la performance du marché du travail, compte tenu des progrès accomplis récemment du point de vue théorique et du point de vue des méthodes empiriques. Ce chapitre expose les principaux éléments du substrat empirique qui a permis d'évaluer et de reformuler les recommandations faites dans les chapitres précédents et dans le rapport sur les orientations politiques (OCDE, 2006b)¹.

Plus précisément, on présentera dans ce chapitre les estimations macroéconométriques de l'impact des politiques structurelles et du cadre institutionnel sur l'emploi et le chômage. On utilisera essentiellement à cette fin des techniques économétriques adaptées à l'analyse de données en séries temporelles et en coupe transversale prenant en compte les différents pays. On s'attachera surtout aux politiques et aux institutions du marché du travail sans négliger pour autant les questions évoquées plus récemment dans les ouvrages spécialisés, notamment 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 de l'économie en cas de choc macroéconomique.

Ce chapitre comporte deux sections. La section 1 examine les déterminants du chômage structurel dans les pays de l'OCDE : i) en analysant l'impact direct des politiques et des institutions sur le chômage et en s'interrogeant sur le poids des *interactions* entre les politiques et les institutions; ii) en procédant à une évaluation spécifique du rôle d'autres institutions, qui ont nécessité pour diverses raisons un traitement économétrique *ad hoc*²; et iii) en recherchant comment les politiques et les institutions influent sur le profil du chômage, directement et indirectement via leur interaction avec les chocs macroéconomiques. Puisqu'en définitive c'est l'existence de bonnes perspectives d'emploi pour tous, plutôt qu'un faible chômage en soi, qui conditionne la bonne performance du marché du travail, la section 2 sera consacrée aux déterminants des taux d'emploi sous l'angle des politiques et du cadre institutionnel. On présentera en outre une analyse particulière des taux d'emploi des jeunes, des femmes et des travailleurs âgés.

Les principaux constats sont les suivants :

- En moyenne, l'évolution des politiques et des institutions explique près des deux tiers des variations non conjoncturelles du chômage ces deux dernières décennies. On constate de façon systématique qu'un régime généreux d'indemnisation du chômage, un coin fiscal élevé et une réglementation des marchés de produits très défavorable à la concurrence accroissent le chômage total. En revanche, une négociation des salaires très centralisée et/ou très coordonnée réduit le chômage total. De même, les dépenses consacrées à certains programmes actifs du marché du travail, notamment à la

formation professionnelle, se traduisent par un chômage plus faible. Une analyse approfondie de sensibilité montre que ces résultats sont fiables quels que soient les spécifications, les ensembles de données et les méthodes économétriques.

- Les politiques et les institutions influent sur l'emploi non seulement via leur impact sur le chômage global, mais aussi via leur incidence sur les taux d'activité, en particulier dans le cas des groupes qui se situent « à la marge » du marché du travail. On constate qu'une forte indemnisation du chômage et un coin fiscal élevé entraînent pour tous les groupes de plus faibles perspectives d'emploi. Par ailleurs, certains déterminants liés aux politiques mises en œuvre à l'égard de certains groupes jouent un rôle, notamment les incitations fiscales ciblées. Néanmoins, la prudence s'impose lorsqu'il s'agit d'interpréter ces derniers résultats, car l'analyse empirique des taux d'emploi n'est pas toujours aussi fiable que celle du chômage.
- L'impact précis d'une réforme est fonction du contexte institutionnel et a tendance à être d'autant plus marqué que le cadre d'ensemble des politiques et des institutions est plus propice à l'emploi. On peut donc penser que les réformes structurelles sont complémentaires. Ce schéma général souffre néanmoins quelques exceptions : ainsi, l'impact négatif qu'exerce sur le chômage une indemnisation généreuse du chômage se trouve atténué lorsque de fortes dépenses publiques sont consacrées aux programmes actifs du marché du travail.
- Conformément à un certain nombre d'études précédentes, on n'observe aucun impact significatif de la législation sur la protection de l'emploi sur le chômage total. Mais la situation est différente d'un groupe à l'autre sur le marché du travail. Une législation très stricte dans le domaine de la protection de l'emploi semble diminuer l'emploi des jeunes, alors qu'elle peut bénéficier aux travailleurs âgés.
- Enfin, s'il est vrai que les politiques et les institutions jouent un grand rôle dans l'évolution de l'emploi, les conditions macroéconomiques sont également importantes. Un ralentissement de la croissance de la productivité, une dégradation des termes de l'échange et une hausse des taux d'intérêt réels à long terme contribuent, chacun pour leur part, à une aggravation du chômage total. De plus, l'intensité de l'impact de ces chocs est fonction des politiques et des institutions en place.

1. Les déterminants du chômage structurel

La théorie économique et les études empiriques antérieures ont recensé un certain nombre de déterminants du chômage du point de vue des politiques mises en œuvre et du cadre institutionnel (voir les chapitres 3, 4 et 6 pour un compte rendu complet des ouvrages consacrés à ce thème). Ces déterminants sont, entre autres, l'indemnisation du chômage, la fiscalité, le pouvoir de négociation des syndicats et la structure de la négociation collective, la législation sur la protection de l'emploi (LPE), la réglementation des marchés de produits (RMP) à caractère anticoncurrentiel, les programmes actifs du marché du travail (PAMT), les salaires minimums et la politique du logement.

Au total, des éléments suffisamment fiables montrent que le niveau et la durée de l'indemnisation du chômage ont un impact négatif sur le chômage (Scarpetta, 1996; Nickell, 1998; Elmeskov *et al.*, 1998; Nunziata, 2002). De même, plusieurs études empiriques estiment qu'une lourde taxation du travail a tendance à augmenter les taux de chômage (Belot et van Ours, 2004; Nickell, 1997), d'autres études étant moins concluantes à cet égard (Scarpetta, 1996; Nunziata, 2002; Di Tella et MacCulloch, 2005). En outre, quelques études

macroéconomiques concluent à un effet positif des dépenses consacrées aux PAMT sur le chômage total et à un impact négatif du taux de propriété des logements (voir, par exemple, Scarpetta, 1996; Nickell, 1997, 1998; Green et Hendershott, 2001; Boone et van Ours, 2004; Nickell *et al.*, 2005).

Les avis sont plus divergents en ce qui concerne les effets qu'exercent sur l'emploi la LPE, le pouvoir de négociation des syndicats et la structure de la négociation collective. Et les études macroéconométriques sont peu nombreuses pour ce qui est de l'influence de la réglementation des marchés de produits sur l'emploi. Parmi ces rares études, Nicoletti *et al.* (2001), de même que Nicoletti et Scarpetta (2005), concluent que les réformes des marchés de produits améliorent la performance du marché du travail.

On présentera dans cette section une nouvelle évaluation empirique de l'impact de ces politiques sur le chômage. Par rapport aux études précédentes, cette nouvelle évaluation s'appuie sur une base de données très complète et tire parti des techniques macroéconométriques les plus à jour. L'encadré 7.1 résume cette méthodologie.

1.1. Politiques, institutions et chômage : résultats de base

Plusieurs variables institutionnelles apparaissent corrélées au taux de chômage

Le graphique 7.1 présente des corrélations simples³ entre le chômage et les principales politiques et institutions examinées dans ce chapitre, à savoir : un indicateur synthétique de la générosité de l'indemnisation du chômage (moyenne des taux de remplacement selon le niveau de revenu, la situation de famille et la durée du chômage); le coin fiscal entre le coût de la main-d'œuvre et le salaire net (pour un couple à revenu unique ayant deux enfants, au niveau moyen de salaire); le degré de rigueur de la LPE; le degré moyen de rigueur de la RMP dans sept branches non manufacturières; les taux de syndicalisation; et un indicateur de l'intensité des « dépenses » consacrées aux PAMT (dépenses totales par chômeur en pourcentage du PIB par habitant). L'indemnisation du chômage, le coin fiscal, la RMP et les PAMT sont corrélés de façon significative au chômage, alors que la corrélation n'est pas significative pour la LPE et le taux de syndicalisation⁴.

Dans le pays moyen de l'OCDE, l'indemnisation du chômage a un effet négatif sur le nombre de chômeurs...

Une analyse multivariée donne des résultats similaires (voir le tableau 7.A1.1). Tout d'abord, les taux moyens de remplacement augmentent sensiblement le chômage pour le pays moyen de l'OCDE⁵. De plus, l'impact négatif de l'indicateur synthétique de l'indemnisation du chômage, cet impact étant conforme à celui constaté dans la plupart des études précédentes (voir le chapitre 3), reflète l'effet conjugué du taux de remplacement durant la première année de chômage, la durée de l'indemnisation et l'interaction entre ces variables (voir le tableau 7.A1.1, colonne 2).

... et il en est de même pour l'impôt sur le travail et sur la consommation ainsi qu'en cas de faible concurrence sur les marchés de produits

On constate également de façon fiable que le coin fiscal accroît le chômage. L'impôt sur le travail et l'impôt sur la consommation – les deux principaux déterminants du coin fiscal – ont un effet très marqué et similaire (voir le tableau 7.A1.1, colonne 5). De même, les économies qui connaissent une concurrence limitée sur les marchés de produits ont tendance à accuser un chômage élevé; c'est le prix à payer pour leur « vie paisible »⁶.

Encadré 7.1. Le modèle économétrique

La majeure partie de l'analyse économétrique présentée dans cette section repose sur une équation statique de chômage de forme réduite, conforme à un large éventail de modèles théoriques de l'équilibre du marché du travail, notamment les modèles classiques de recherche d'emploi (Pissarides, 2000) et les modèles de fixation des salaires/fixation des prix (voir, par exemple, Layard *et al.*, 1991; Nickell et Layard, 1999). Dans le cas du chômage, cette forme réduite est la suivante :

$$U_{it} = \sum_j \beta_j X_{it}^j + \sum_l \phi_l Z_{it}^l + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

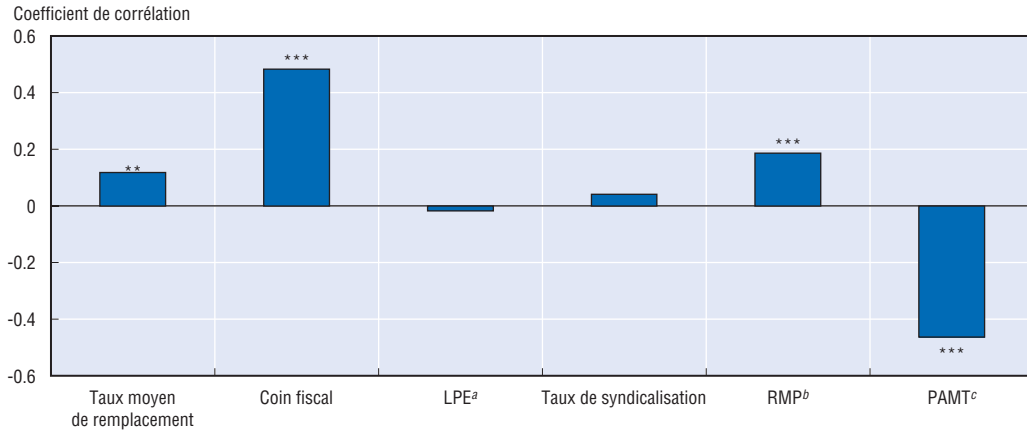
où i et t sont les indices pour les pays et les indices temporels, U le taux de chômage, X les indicateurs OCDE des politiques et institutions considérées comme des variables explicatives, Z d'autres variables de contrôle prenant notamment en compte les variations conjoncturelles, α et λ les effets fixes pour les pays et les effets fixes temporels, et ε l'erreur type. Le modèle linéaire présenté ci-dessus est à plusieurs reprises élargi aux interactions entre les institutions ou entre les institutions et les chocs économiques. Dans tous les modèles estimés, sauf pour l'analyse de sensibilité, les observations concernant la Finlande, l'Allemagne et la Suède en 1990 et 1991 sont éliminées de l'échantillon et des effets fixes différents par pays sont utilisés pour chacun de ces trois pays pour les deux sous-périodes « avant 1990 » et « après 1991 ». En effet, on peut considérer que les institutions et chocs macroéconomiques observables ne peuvent pas pleinement intégrer les facteurs spécifiquement nationaux – notamment l'effondrement de l'Union soviétique dans le cas de la Finlande, la réunification dans le cas de l'Allemagne et la crise bancaire dans le cas de la Suède – à l'origine de l'aggravation du chômage dans ces trois pays au cours de la période de deux ans considérée. Toutefois, comme le montrent Bassanini et Duval (2006), les principales conclusions de l'analyse restent les mêmes, que ces observations soient ou non exclues de l'échantillon.

Les modèles des déterminants du taux d'emploi qu'on a utilisés dans ce chapitre sont similaires, mais plus complexes. Les taux d'emploi sont estimés en fonction des facteurs qui régissent les taux d'activité et en fonction des déterminants du chômage. De plus, puisque les facteurs qui influent sur les taux d'activité sont variables selon la catégorie de la population considérée, l'analyse est effectuée simultanément pour les hommes d'âge très actif, les femmes d'âge très actif, les travailleurs âgés et les jeunes, ce qui permet de corrélérer de façon concomitante les termes d'erreur propres à chaque catégorie.

Quel est l'impact relatif de chacune de ces politiques sur le chômage? Si l'on veut répondre à cette question, il faut quantifier chaque politique et comparer leur impact selon une échelle commune. La solution retenue dans ce chapitre est d'examiner les réformes « historiquement typiques » correspondant à un écart type de chaque variable des politiques, les écarts étant nets des variations en coupe transversale⁷. Dans ces conditions, on peut conclure qu'une réforme « historiquement typique » du taux moyen de remplacement pour l'indemnisation du chômage (c'est-à-dire 4.7 points de pourcentage), du coin fiscal (2.8 points de pourcentage) et de la RMP (1 unité) se traduira par une baisse du taux de chômage respectivement de 0.5, 0.7 et 0.5 point de pourcentage pour le pays moyen de l'OCDE (graphique 7.2).

Graphique 7.1. Corrélations entre le taux de chômage et un ensemble d'institutions et de politiques

Variables corrigées des effets fixes par pays et des effets fixes temporels, 1982-2003



LPE : Législation sur la protection de l'emploi.

PAMT : Programmes actifs du marché du travail.

RMP : Réglementation des marchés de produits.

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

a) Indice de rigueur de la législation sur la protection de l'emploi.

b) Indice de rigueur des réglementations anticoncurrentielles sur les marchés de produits.

c) Dépenses moyennes pour les PAMT par chômeur, en pourcentage du PIB par habitant.

Source : Estimations de l'OCDE.

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/837846658514>

Le niveau de coordination des négociations salariales est important...

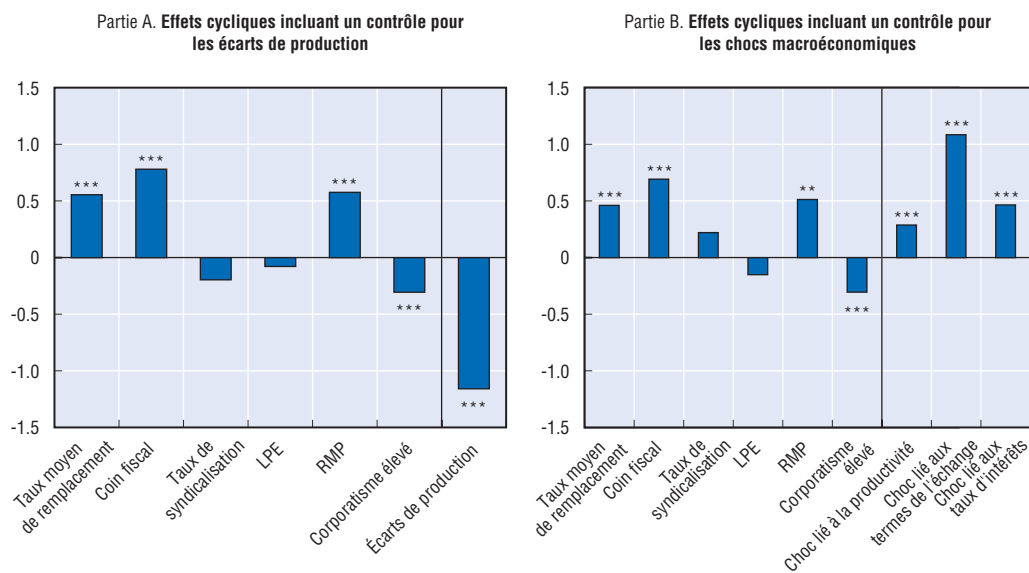
Le degré de corporatisme – que reflète une variable indicatrice, dont la valeur est égale à l'unité lorsque les négociations salariales sont fortement centralisées ou coordonnées, et égale à zéro dans les autres cas⁸ – apparaît réduire sensiblement le chômage, ce qui donne un certain crédit à l'opinion selon laquelle, dans les systèmes de négociation salariale centralisés/coordonnés, les syndicats et les employeurs sont à même d'internaliser les conséquences négatives que des revendications salariales excessives peuvent avoir sur l'emploi.

... mais les effets de la syndicalisation et de la législation sur la protection de l'emploi ne sont pas statistiquement significatifs

En revanche, l'impact de la LPE et du taux de syndicalisation sur le chômage n'est pas statistiquement significatif. Ces résultats ne sont pas incompatibles avec les théories récentes qui prédisent que : i) la réglementation du licenciement a tendance à influencer davantage sur la répartition du chômage que sur son niveau; et ii) le pouvoir de négociation des syndicats concerne davantage les modalités de répartition des rentes que le niveau de la demande de travail (voir le chapitre 3). Or, ce dernier résultat peut traduire le fait que le taux de syndicalisation ne rend pas correctement compte du pouvoir effectif de négociation des travailleurs. De fait, dans certains pays, le taux de couverture conventionnelle est bien plus large que le laisserait penser le nombre de syndiqués; cela tient, entre autres, aux procédures et pratiques d'extension des conventions collectives aux travailleurs non adhérents, y compris les salariés des entreprises non signataires (voir OCDE, 2004a). On n'a pas pu évaluer dans la présente analyse les éventuels effets d'une telle extension.

Graphique 7.2. L'indemnisation du chômage, le coin fiscal, la concurrence sur les marchés de produits et la structure des négociations collectives influent sensiblement sur le chômage

Impact en points de pourcentage d'une augmentation d'un écart type des politiques ou des chocs macroéconomiques^a, modèle de base, 1982-2003



LPE : Législation sur la protection de l'emploi.

RMP : Réglementation des marchés de produits.

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

a) Pour chaque politique ou choc macroéconomique négatif, le graphique indique l'effet estimé qu'exerce sur le taux de chômage une variation d'un écart type par rapport à la moyenne de l'échantillon, pour un pays où toutes les autres variables sont égales à la moyenne de l'échantillon. On calcule les écarts types en prenant uniquement en compte les variations des séries temporelles (c'est-à-dire en éliminant la variation en coupe transversale). L'amplitude de la variation positive des politiques et de l'écart de production ainsi que les chocs macroéconomiques négatifs est la suivante : taux moyen de remplacement, 4.7 points de pourcentage; coin fiscal, 2.8 points de pourcentage; taux de syndicalisation, 6 points de pourcentage; LPE, 0.3 unité de l'indicateur synthétique; RMP, 1 unité de l'indicateur synthétique; degré élevé de corporatisme, 1/5 de la valeur de la variable indicatrice; écart de production, 2.4 points de pourcentage; déviation négative de la productivité totale des facteurs par rapport à sa tendance, obtenue au moyen d'un filtre de Hodrick-Prescott, 2.2 points de pourcentage; dégradation des termes de l'échange, 5.6 points de pourcentage; hausse du taux d'intérêt à long terme, 2.1 points de pourcentage. Dans le cas des variables concernant les politiques, on peut considérer que ces modifications correspondent à la dimension des réformes « historiquement typiques ». Par exemple, le graphique montre qu'une réforme « historiquement typique » de l'assurance chômage ferait baisser le taux de chômage de 0.5 point de pourcentage environ dans le pays moyen de l'OCDE.

Source : Estimations de l'OCDE (voir tableau 7.A1.1, colonnes 1 et 6). Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/376346080628>

Les chocs macroéconomiques jouent un grand rôle

Le coefficient estimé de l'écart de production est lui aussi très significatif (graphique 7.2, partie A), ce qui donne à penser que le profil conjoncturel du chômage peut être expliqué par l'évolution globale de l'offre et de la demande et pas seulement par le cadre des politiques concernant le marché du travail et les marchés de produits. Pour approfondir ce point, on a réestimé l'équation de base en remplaçant l'écart de production par un certain nombre de variables macroéconomiques observables, prenant la forme de « chocs » (graphique 7.2, partie B). Conformément aux études empiriques récentes, on a retenu pour l'analyse trois types de « chocs » négatifs : un ralentissement de la croissance de la productivité; une dégradation des termes de l'échange, due, par exemple, à une forte hausse des prix du pétrole; une hausse des taux d'intérêt à long terme⁹. On estime qu'un choc négatif « historiquement typique » augmente le taux de chômage de 0.3, 1.1 et 0.5 point de pourcentage respectivement. Ces résultats confirment que les chocs macroéconomiques

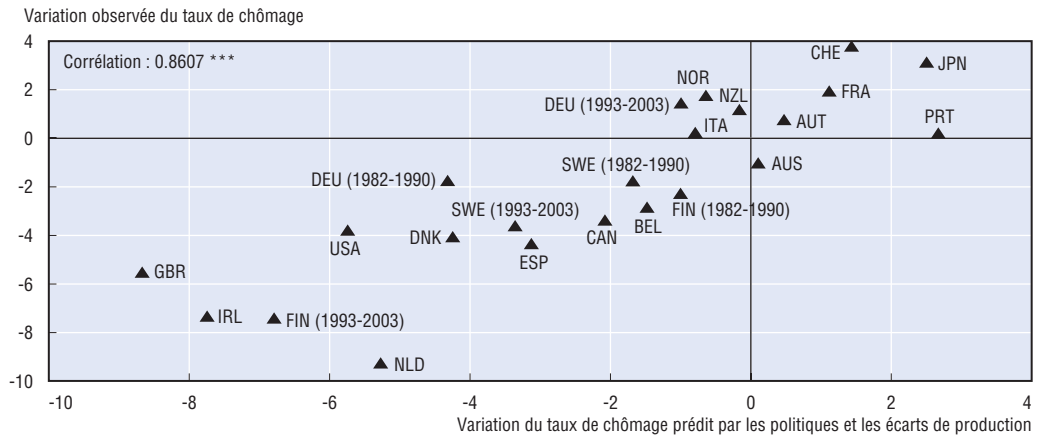
peuvent tout à fait expliquer les fluctuations du chômage au cours du cycle, et également l'évolution du chômage structurel, s'ils ont un caractère persistant (cas, par exemple, d'une dégradation permanente des termes de l'échange ou d'une hausse durable des taux d'intérêt; voir Blanchard et Katz, 1999; Blanchard, 1998, 2000; Nickell *et al.*, 2005).

Les réformes des politiques expliquent bien l'évolution du chômage ces deux dernières décennies

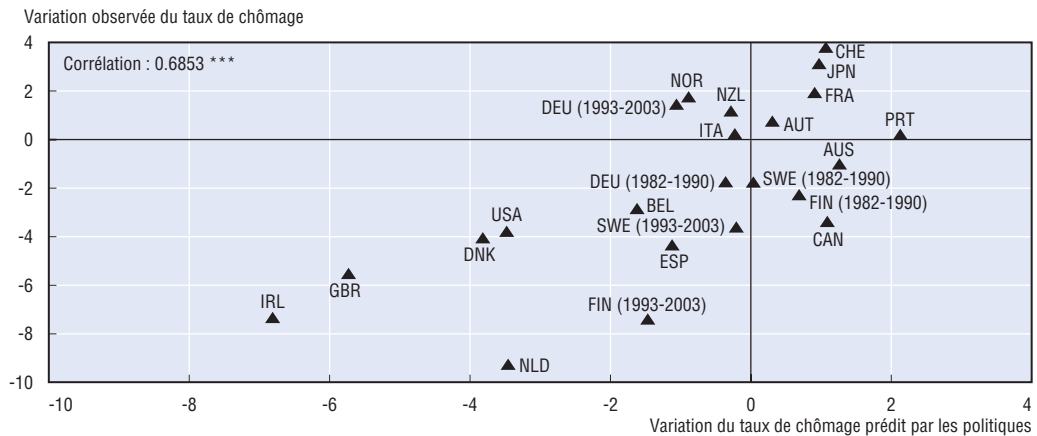
Au total, les résultats empiriques obtenus grâce au modèle de régression de base montrent que les politiques et l'écart de production expliquent dans une proportion significative l'évolution passée du chômage dans la plupart des pays (graphique 7.3, partie A). Cela est vrai même si l'on considère uniquement l'impact des politiques et des institutions, c'est-à-dire qu'on exclut les effets de l'écart de production (graphique 7.3, partie B)¹⁰. Selon les résultats des estimations, les modifications concernant les politiques et les institutions expliquent 47 % de la variance entre les pays des évolutions observées du chômage entre 1982 et 2003. Cette proportion passe à 74 % lorsqu'on prend également en compte les variations de l'écart de production¹¹.

Graphique 7.3. L'évolution du chômage est bien expliquée par les réformes des politiques

Partie A. Variation du chômage expliquée par les réformes politiques et les écarts de production, 1982-2003



Partie B. Variation du chômage expliquée uniquement par les réformes des politiques, 1982-2003



Source : Estimations de l'OCDE (voir le tableau 7.A1.1, colonne 1).

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/712832215813>

Comme le montre le graphique 7.3, un grand nombre de pays qui ont réussi à faire reculer le chômage ont procédé à d'importantes réformes de leurs marchés de produits ainsi que de leur fiscalité et de leurs prestations sociales (cas, par exemple, du Danemark, de l'Irlande et du Royaume-Uni). Les réformes des politiques ont été moins propices à l'emploi dans les pays où le chômage a stagné ou augmenté (par exemple, en France, au Japon et en Suisse). Pour certains pays (notamment le Canada, l'Espagne, la Finlande et la Suède), l'évolution de la performance du marché du travail entre 1982 et 2003 s'explique essentiellement par l'écart de production¹². Enfin, pour plusieurs autres pays, l'évolution passée du chômage est plus difficile à expliquer avec ce modèle de régression simple. En particulier, l'augmentation progressive du chômage en Allemagne après la réunification n'est pas correctement expliquée par les variables concernant les politiques ou par les variables de contrôle qui ont été prises en compte dans l'analyse. Par ailleurs, le chômage a davantage reculé aux Pays-Bas depuis le début des années 80 que l'indiquent les prévisions du modèle.

Les politiques interagissent avec le cadre institutionnel d'ensemble

Plusieurs observateurs considèrent qu'une réforme d'ensemble a plus de chances de réduire le chômage que des réformes fragmentaires du marché du travail (Belot et van Ours, 2004; Coe et Snower, 1997; Elmeskov et al., 1998; Fitoussi et al., 1998; Orszag et Snower, 1998). Tel serait le cas, en particulier, lorsqu'on a affaire à des complémentarités entre les réformes ou, plus généralement, lorsque les réformes interagissent. Mais les analyses descriptives récentes ne démontrent pas véritablement la supériorité d'une réforme d'ensemble. Certains pays où les réformes ont été couronnées de succès, comme le Danemark et les Pays-Bas, ont mis en œuvre un programme complet de réformes, mais les réformes plus ciblées ont également donné de bons résultats dans le cas de l'Irlande et du Royaume-Uni (Brandt et al., 2005).

Pour approfondir cette question, on a élargi le modèle de base selon différentes modalités de façon à prendre en compte les interactions entre les politiques et les institutions (en ce qui concerne le traitement théorique des interactions entre les politiques dans le contexte des analyses consacrées au chômage, on pourra se reporter au bref commentaire de l'encadré 7.2). On obtient alors deux résultats. Premièrement, aucune conclusion nette ne peut être tirée en ce qui concerne la présence d'interactions particulières entre les politiques et les institutions retenues dans les spécifications de base. Plus précisément : i) certaines interactions, par exemple celles entre le coin fiscal (ou la LPE) et le régime de négociation salariale, reflètent l'expérience particulière du pays et ne peuvent être généralisées; et ii) certaines interactions apparemment fortes deviennent statistiquement non significatives, voire changent de signe, lorsqu'on prend en compte les corrélations possibles entre les institutions et les autres interactions omises en s'appuyant sur des techniques qui font appel à des variables instrumentales¹³. Mais il faut considérer ces résultats comme non concluants dans la mesure où ils peuvent être dus à une méthode d'estimation insuffisamment efficiente.

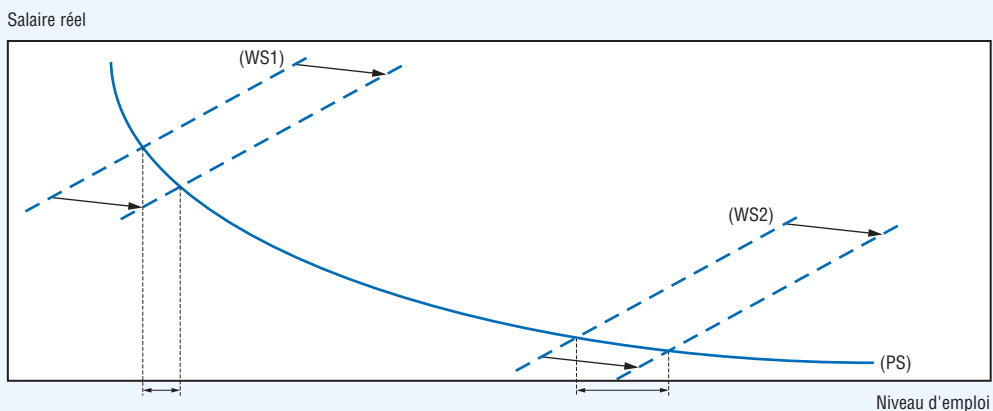
Deuxièmement, on constate l'existence d'interactions « systémiques », qui se produisent lorsque toute réforme augmentant l'emploi est complémentaire par rapport aux autres réformes améliorant l'emploi considérées dans leur ensemble (voir l'encadré 7.2, deuxième point). Effectivement, des estimations économétriques supplémentaires, effectuées sous des hypothèses théoriques plus restrictives¹⁴, montrent que les réformes concernant le coin fiscal, l'indemnisation du chômage, la RMP et le taux de syndicalisation sont toutes complémentaires. Prenons l'exemple de réformes dans ces domaines qui réduiraient chacune

Encadré 7.2. Interactions entre les politiques et les institutions dans le modèle classique de fixation des salaires et des prix

Avec un modèle classique de fixation des salaires et des prix (voir, par exemple, Layard et al., 1991; Nickell et Layard, 1999), on peut faire apparaître les interactions entre les institutions du point de vue de leur impact sur l'emploi et le chômage total. Ces interactions tiennent à deux types de mécanismes, certaines interactions étant spécifiques et d'autres systémiques (Belot et van Ours, 2004) :

- Premièrement, les politiques et les institutions qui influent sur l'élasticité des revendications salariales par rapport à l'emploi (par exemple, l'indemnisation du chômage, le pouvoir de négociation des syndicats, la réglementation des marchés de produits) et/ou sur l'élasticité de la demande de travail par rapport au salaire négocié (par exemple, la réglementation des marchés de produits, la LPE, le coin fiscal) interagissent avec les politiques et les institutions qui modifient le niveau des revendications salariales (par exemple, l'indemnisation du chômage) et/ou la demande de travail (par exemple, la réglementation des marchés de produits). Sur un plan plus formel, tout facteur influant sur la pente de la courbe de fixation des salaires et/ou de la courbe de fixation des prix interagit avec tout facteur qui influe sur le niveau (c'est-à-dire la verticalité) de ces courbes. Il en résulte que pratiquement tout ensemble de politiques et d'institutions peut influencer de manière interactive sur la performance de l'emploi.
- Deuxièmement, l'impact marginal qu'exerce sur la demande de travail une modification donnée des salaires réels sera probablement plus marqué lorsque l'emploi est déjà élevé. Sur un plan plus formel, la courbe de la demande de travail ou de fixation des prix sera probablement convexe dans l'espace salaires réels/emploi. En conséquence, une réforme du marché du travail qui déplace vers le bas la courbe de fixation des salaires (par exemple, une moindre indemnisation du chômage), aura un impact plus marqué plus le niveau de départ de l'emploi sera élevé, c'est-à-dire que son impact sera d'autant plus marqué que le cadre institutionnel de départ sera plus propice à l'emploi (voir le graphique ci-après). À partir de cette observation, plusieurs chercheurs insistent sur le caractère complémentaire des réformes structurelles, en ce sens que l'effet conjugué de plusieurs réformes favorables à l'emploi est plus prononcé que la somme des effets de chacune d'entre elles considérée isolément (Coe et Snower, 1997; Fitoussi et al., 1998; Orszag et Snower, 1998).

Plus le niveau de départ de l'emploi est élevé, plus l'impact de la réforme du marché du travail est marqué



le chômage de 1 point de pourcentage si elles étaient mises en œuvre séparément. Selon les estimations, toutes les combinaisons possibles de deux de ces réformes, les deux autres politiques restant inchangées, se traduiraient par une baisse totale du chômage se situant entre 2.25 et 2.37 points de pourcentage pour le pays « moyen » de l'OCDE. Autrement dit, on estime que les complémentarités entre les politiques n'amplifient que de 12 à 19 % les effets que des réformes réalisées séparément exercent sur l'emploi. Mais si des réformes étaient entreprises simultanément dans les quatre domaines, la réduction supplémentaire du chômage s'élèverait à 46 % de l'impact de réformes réalisées séparément¹⁵.

1.2. Autres déterminants de l'évolution du chômage : les salaires minimums, les programmes actifs du marché du travail et la politique du logement

Dans l'analyse qui précède, on s'en est tenu à la démarche classique qui consiste à exclure de la spécification de base les mesures (notamment celles qui concernent les salaires minimums, les programmes actifs du marché du travail et la politique du logement) qui exigent un traitement économétrique particulier et qui, par conséquent, ne sont généralement pas prises en compte dans les études macroéconomiques générales consacrées aux déterminants institutionnels du chômage¹⁶. On présentera maintenant les résultats économétriques obtenus par ajustement ponctuel du modèle de base afin d'intégrer ces variables supplémentaires concernant le cadre institutionnel et les politiques.

Les salaires minimums n'ont pas un impact clair sur le chômage...

Pour examiner l'impact des salaires minimums sur le chômage, on élargit le modèle de base en prenant en compte le rapport salaire minimum légal brut/salaire médian en procédant de la manière la plus utilisée dans les études à ce sujet (voir, par exemple, OCDE, 1998; Elmeskov et al., 1998). Conformément aux travaux précédents de l'OCDE reposant sur cette démarche, on ne constate aucun effet direct significatif du niveau du salaire minimum sur le chômage¹⁷.

... mais influent sur l'incidence du coin fiscal

Les estimations supplémentaires montrent néanmoins qu'un coin fiscal très marqué a plus d'effets négatifs sur le chômage lorsque le salaire minimum est élevé. En effet, la charge fiscale ne peut être facilement transférée sur les salaires lorsque le salaire minimum est contraignant, ce qui amplifie l'effet négatif du coin fiscal sur la demande de travail. L'impact estimé du salaire minimum sur l'élasticité du chômage par rapport au coin fiscal se révèle très prononcé : une hausse du rapport salaire minimum/salaire médian de 10 points de pourcentage augmente l'impact du coin fiscal sur le chômage de 50 % environ dans le pays « moyen » de l'OCDE.

Certains types seulement de programmes actifs du marché du travail exercent un effet direct sur le chômage...

Les dépenses totales pour les PAMT par chômeur (exprimées en pourcentage du PIB par habitant, dans un souci de comparabilité internationale) ne paraissent pas avoir un impact significatif direct sur le chômage lorsqu'on élargit le modèle de base à cet indicateur et qu'on obtient les estimations par des techniques faisant appel à des variables instrumentales¹⁸. Lorsqu'on ventile les dépenses pour les PAMT par type (c'est-à-dire,

service public de l'emploi et administration; programmes de formation; mesures en faveur des jeunes; emploi subventionné; mesures concernant les handicapés), on constate que seuls les programmes de formation ont un impact significatif sur le chômage¹⁹.

Ces résultats ne paraissent pas conformes à ceux d'un certain nombre d'évaluations microéconomiques de l'impact des PAMT (voir le chapitre 3). L'une des raisons possibles est que la plupart de ces évaluations microéconomiques n'appréhendent sans doute pas les effets d'équilibre général et les effets à long terme (voir également OCDE, 2005a). En conséquence, elles sont généralement trop optimistes dans le cas des programmes pouvant avoir des effets marqués de substitution (par exemple, l'emploi subventionné) et trop pessimistes dans le cas des mesures qui ne donneront probablement des résultats qu'à long terme (les programmes de formation, par exemple).

... mais les mesures d'activation du marché du travail compensent en général les effets désincitatifs de l'indemnisation du chômage

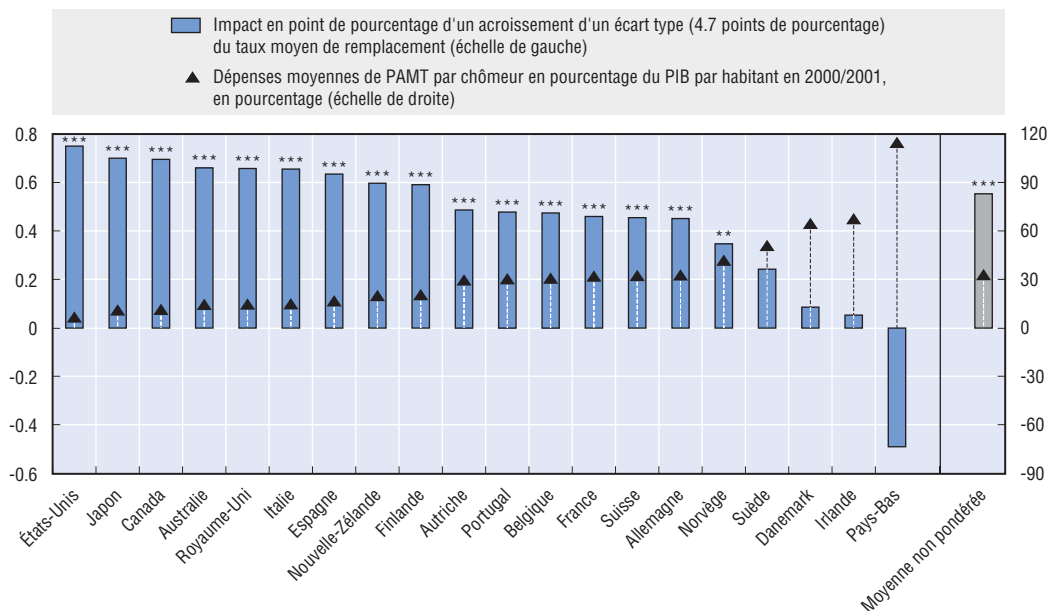
Comme le montrent les chapitres précédents, une bonne intégration des mesures actives et passives, se doublant d'une étroite surveillance de la recherche d'emploi, peut efficacement atténuer les effets désincitatifs qui résultent d'une indemnisation généreuse du chômage. C'est ce que confirme l'analyse empirique, dont il ressort que l'impact négatif de l'indemnisation du chômage est plus faible dans les pays qui dépensent davantage pour les PAMT. Une hausse des dépenses pour les PAMT d'un montant correspondant à la réforme « historiquement typique »²⁰ réduit d'environ 20 % l'impact négatif de l'indemnisation du chômage. De fait, dans les pays où les mesures d'activation du marché du travail sont très largement pratiquées, ce qui est le cas par exemple du Danemark et des Pays-Bas, l'indemnisation du chômage n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le chômage (graphique 7.4)²¹.

Le taux de propriété de logements est corrélé au chômage

On s'intéresse aujourd'hui de plus en plus aux liens qu'il peut y avoir entre la politique du logement, la mobilité des travailleurs et le chômage. Mais une analyse empirique de ces liens est difficile en raison des limitations des données. On ne dispose guère de données comparables d'un pays à l'autre sur les coûts de transaction et sur la politique du logement; de plus, les données sur la propriété des logements ne sont disponibles qu'en moyenne sur une certaine période. Par conséquent, on ne peut inclure ces variables selon une procédure simple dans la spécification économétrique. Mais il est possible d'y voir plus clair dans la relation entre la propriété des logements et le chômage en examinant sa corrélation avec les effets fixes estimés spécifiques au pays que le modèle de base permet d'obtenir. Cette corrélation s'avère forte et significative (0.62) : plus d'un tiers de la variance des effets fixes est expliqué par le taux moyen de propriété des logements durant les années 90. Il faut néanmoins interpréter avec prudence ce résultat conforme à la plupart des études macroéconomiques réalisées jusqu'à présent (par exemple, Oswald, 1997; Cameron et Muellbauer, 1998; Green et Hendershott, 2001; Nickell *et al.*, 2005). La propriété des logements peut être endogène dans la mesure où les sociétés à plus faibles migrations internes et externes auront probablement un taux plus élevé de propriété des logements et un taux plus faible de chômage, sans qu'il ait un lien de causalité entre ces deux éléments.

Graphique 7.4. Les programmes actifs du marché du travail peuvent sensiblement modifier l'impact de l'indemnisation du chômage sur le taux de chômage

Impact des programmes actifs du marché du travail (PAMT) sur l'effet estimé de l'indemnisation du chômage sur le taux de chômage, par pays^a



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

a) Le graphique fait apparaître l'effet estimé d'une hausse du taux moyen de remplacement de 4.7 points de pourcentage pour différents niveaux de dépenses consacrées aux PAMT par chômeur, en proportion du PIB par habitant (correspondant aux niveaux de dépenses dans les différents pays de l'OCDE en 2000-01), dans un pays qui se situe au niveau moyen dans la zone de l'OCDE pour toutes les autres politiques et institutions. On calcule l'écart type en prenant uniquement en compte la variation des séries temporelles entre 1982 et 2003 (c'est-à-dire en éliminant la variation en coupe transversale).

Source : Estimations de l'OCDE.

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/182228723764>

1.3. Les interactions entre les institutions et les chocs

Les institutions et les politiques peuvent accentuer ou atténuer l'impact initial d'un choc macroéconomique...

Comme on l'a vu au chapitre 6, les institutions et les politiques peuvent influencer sur la performance du marché du travail directement, mais aussi indirectement en déterminant l'ampleur et la persistance d'un choc macroéconomique. Pour évaluer l'importance de ce phénomène, on a estimé une version dynamique du modèle de base commenté dans l'encadré 7.1 en faisant jouer les interactions entre les chocs et les institutions du point de vue de l'impact initial du choc sur le chômage et du point de vue de la persistance du choc (voir l'encadré 7.3).

Les principaux résultats de cette analyse sont résumés dans le graphique 7.5. On constate qu'une réduction « historiquement typique » du taux moyen de remplacement pour l'assurance chômage (4.7 points de pourcentage) atténue l'effet d'un choc sur le chômage de près de 10 % dans le pays moyen de l'OCDE. À l'inverse, le coin fiscal, un degré élevé de corporatisme, les PAMT, la LPE et la RMP atténuent chacun l'impact initial d'un choc²². Cela paraît conforme au rôle de stabilisateur automatique que joue le coin fiscal, à l'effet de modération des salaires qu'exercent les systèmes coordonnés de négociation salariale, à l'incidence favorable des PAMT du point de vue des frictions sur le marché du

Encadré 7.3. Comment dissocier les effets d'amplification des chocs macroéconomiques et leurs effets de persistance?

Un choc négatif pourra non seulement accroître le chômage au moment considéré, mais avoir également des effets persistants à plus long terme. Pour évaluer les effets initiaux par rapport aux effets persistants, on a besoin d'une version dynamique du modèle de base commenté dans l'encadré 7.1. La version dynamique la plus simple est la suivante :

$$\Delta U_{it} = -\phi U_{it-1} + \sum_1 \varphi_i Z_{it}^1 + \text{autres covariables} + \varepsilon_{it},$$

où, comme auparavant, i et t sont les indices pour les pays et les périodes, U le taux de chômage, Z les chocs macroéconomiques (essentiellement transitoires) et ε l'erreur type. Les « autres covariables » sont les déterminants du chômage structurel, englobant éventuellement des effets spécifiques aux institutions et aux pays. ϕ est un coefficient non négatif qui rend compte des mécanismes de persistance (plus il est élevé, moins il y a persistance). φ représente les coefficients qui rendent compte des mécanismes d'amplification (plus les coefficients sont élevés, plus l'impact initial d'un choc transitoire sur le chômage est prononcé). On notera que les institutions et les politiques sont censées avoir un effet sur les deux types de coefficients.

D'un point de vue quantitatif, l'interprétation de ϕ est simple (si la valeur de ϕ augmente de 10 %, l'impact initial du choc sur le chômage augmente lui aussi de 10 %), mais celle de φ est un peu plus complexe. L'équation ci-dessus s'appuie sur un modèle où, après un choc transitoire d'une durée d'une période, le chômage revient à son niveau initial d'équilibre à long terme selon un sentier temporel exponentiel :

$$U_{it} - U_{i0} = -(1 - e^{-\lambda t})(U_{i0} - U^*),$$

où U^* est le taux de chômage d'équilibre à long terme, λ est un paramètre décrivant la vitesse de convergence vers le chômage d'équilibre et $U_{i0} - U^*$ est l'impact initial qu'exerce sur le chômage un choc macroéconomique se produisant au moment 0. Puisque le modèle empirique ci-dessus est estimé à partir de données annuelles, il en résulte que $\lambda = -\ln(1 - \phi)$. La persistance est généralement mesurée en terme de demi-vie d'un choc – c'est-à-dire le délai nécessaire pour réduire de 50 % l'impact initial d'un choc sur le chômage – qui est donc égal à $\ln(2)/\lambda$. Enfin, en l'absence d'actualisation – c'est-à-dire en l'absence de préférence sociale favorable à la génération actuelle – l'impact total cumulé, I , d'un choc sur le chômage peut être calculé comme suit :

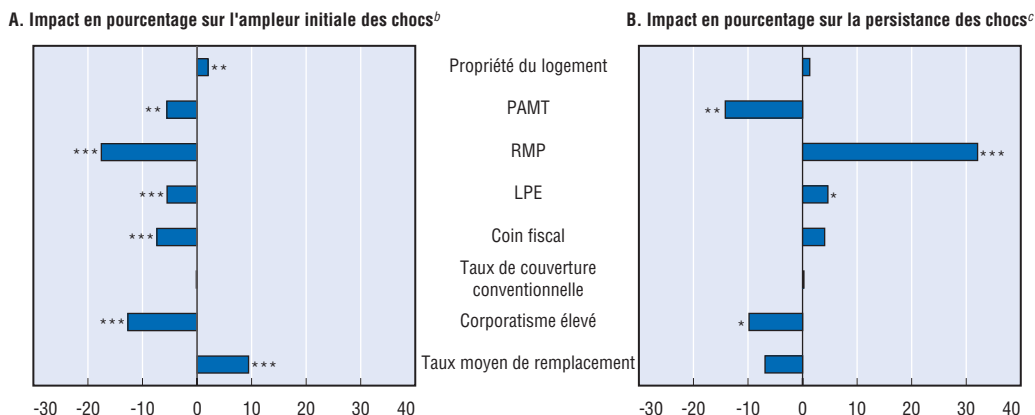
$$I = \int_0^{+\infty} (U_{i0} - U^*) e^{-\lambda t} dt = \frac{U_{i0} - U^*}{\lambda}.$$

travail et au fait que la réglementation a tendance à ralentir le redéploiement des ressources dans l'économie, ce qui atténue à court terme la destruction d'emplois.

... et sa persistance...

Mais la LPE et la RMP, en réduisant la demande de travail, ont tendance à diminuer l'embauche dans le long terme (voir, par exemple, OCDE, 2004a). Par conséquent, elles accroissent la persistance des chocs. Considérons, par exemple, un pays ayant une RMP telle qu'il pourrait ramener son niveau à la moyenne de l'OCDE en mettant en œuvre une réforme de ses marchés de produits d'une dimension « historiquement typique » (c'est-à-dire, d'une dimension égale à une unité de l'indicateur). Avec cette réforme, ce pays réduira la demi-vie d'un choc négatif – c'est-à-dire le temps nécessaire pour diminuer de moitié l'impact initial d'un choc sur le chômage – en la ramenant d'environ huit ans à environ six ans²³.

Graphique 7.5. **Les effets des chocs macroéconomiques sur le chômage sont fonction des politiques et institutions en place^a**



LPE : Législation sur la protection de l'emploi.

PAMT : Programmes actifs du marché du travail.

RMP : Réglementation des marchés de produits.

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

- a) Pour chaque politique, le graphique indique l'effet estimé en pourcentage d'une variation positive d'un écart type par rapport à la moyenne de l'échantillon sur l'impact total en termes de chômage d'un choc macroéconomique négatif pour un pays où toutes les autres variables sont égales à la moyenne de l'échantillon. On calcule les écart types en prenant en compte uniquement la variation des séries temporelles (c'est-à-dire en éliminant la variation en coupe transversale). L'amplitude des réformes est la suivante : taux moyen de remplacement, 4.7 points de pourcentage; coin fiscal, 2.8 points de pourcentage; LPE, 0.3 unité de l'indicateur synthétique; RMP, 1 unité de l'indicateur synthétique; degré élevé de corporatisme, 1/5 de la valeur de la variable indicatrice; taux de couverture conventionnelle, 0.5 point de pourcentage; dépenses pour les PAMT par chômeur en proportion du PIB par habitant, 10.8 points de pourcentage; propriété des logements (logements occupés par leur propriétaire en pourcentage du parc total de logements occupés), 1.2 point de pourcentage. On peut considérer que ces changements correspondent aux réformes « historiquement typiques ». Les estimations portent sur la période 1970-2003.
- b) La partie A doit être interprétée comme suit : dans un pays où toutes les politiques et les institutions sont égales à la moyenne de l'échantillon sauf, par exemple, pour la RMP, supérieure d'une unité, l'impact initial des chocs est inférieur de 18 % à celui observé dans le pays moyen.
- c) La persistance est mesurée en terme de demi-vie, c'est-à-dire le délai nécessaire pour réduire de 50 % l'impact initial d'un choc. Pour le pays moyen, ce délai se situe entre 5.8 et 6.6 ans, en fonction de la spécification. La partie B du graphique doit être interprétée comme suit : dans un pays où toutes les politiques et les institutions sont égales à la moyenne de l'échantillon sauf pour, par exemple, la RMP, supérieure d'une unité, la demi-vie du choc est supérieure de 32 % à celle du pays moyen.

Source : Estimations de l'OCDE.

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/824473075441>

... ce qui influera, durant une longue période, sur le coût d'un choc négatif du point de vue du chômage

Quelles sont les conséquences de ces effets contraires pour le taux moyen de chômage qui fait suite à un choc? Sous réserve d'hypothèses raisonnables (voir l'encadré 7.3), il est possible de calculer à partir des estimations économétriques l'effet de chaque politique et de chaque institution sur l'impact cumulé total qu'un choc négatif exerce sur le taux de chômage. Pour le pays moyen de l'OCDE, l'impact cumulé d'un choc négatif dont l'effet initial est d'accroître le taux de chômage de 1 point de pourcentage se situe entre 8.4 et 9.6 points de pourcentage, en fonction de la spécification empirique. Dans les pays dont l'indemnisation du chômage ou la RMP dépasse la moyenne de l'OCDE – mais qui pourraient réaliser cette moyenne en entreprenant une réforme de dimension « historiquement typique » – le coût moyen, en termes de chômage, d'un choc négatif sera supérieur de près de 10 % si la réforme n'est pas mise en œuvre²⁴. En revanche, un niveau élevé de dépenses pour les PAMT et une négociation centralisée des salaires ont tendance

à réduire également le chômage moyen en atténuant l'impact moyen des chocs à long terme. Enfin, les réformes concernant le coin fiscal peuvent avoir l'inconvénient d'accentuer l'impact d'un choc négatif dans la mesure où une forte baisse de l'impôt implique la renonciation à un mécanisme de stabilisation macroéconomique.

Tableau 7.1. **Les institutions et les politiques modifient le coût total en termes de chômage d'un choc macroéconomique négatif**

Impact en pourcentage^{a, b}

Taux moyen de remplacement	9.45 [2.81]***
Corporatisme élevé	-21.23 [3.27]***
Taux de couverture conventionnelle	0.13 [0.28]
Coin fiscal	-7.35 [2.60]***
LPE	-1.10 [0.39]
RMP	8.90 [0.72]
PAMT	-18.94 [2.89]***
Propriété du logement	2.01 [2.20]**

LPE : Législation sur la protection de l'emploi.

PAMT : Programmes actifs du marché du travail.

RMP : Réglementation des marchés de produits.

***, **, *, statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement; t de Student entre parenthèses.

a) Pour chaque politique, le tableau indique l'effet estimé en pourcentage d'une variation positive d'un écart type par rapport à la moyenne de l'échantillon sur l'impact total en termes de chômage d'un choc macroéconomique négatif pour un pays où toutes les autres variables sont égales à la moyenne de l'échantillon. On calcule les écarts types en prenant en compte uniquement la variation des séries temporelles (c'est-à-dire en éliminant la variation en coupe transversale). L'amplitude des réformes est la suivante : taux moyen de remplacement, 4.7 points de pourcentage; coin fiscal, 2.8 points de pourcentage; LPE, 0.3 unité de l'indicateur synthétique; RMP, 1 unité de l'indicateur synthétique; degré élevé de corporatisme, 1/5 de la valeur de la variable indicatrice; taux de couverture conventionnelle, 0.5 point de pourcentage; dépenses pour le PAMT par chômeur en proportion du PIB par habitant, 10.8 points de pourcentage; propriété des logements (logements occupés par leur propriétaire en pourcentage du parc total de logements occupés), 1.2 point de pourcentage. Les estimations portent sur la période 1970-2003.

b) L'impact cumulé des chocs est calculé sous l'hypothèse d'actualisation sociale égale à zéro. Pour le pays moyen, l'impact cumulé qu'exerce sur le taux de chômage un choc dont l'impact initial sur ce même taux de chômage est de 1 point de pourcentage se situe entre 8.4 et 9.6 points de pourcentage, en fonction de la spécification. Il faut interpréter les estimations comme suit : dans un pays où toutes les politiques et les institutions sont égales à la moyenne de l'échantillon – sauf, par exemple, pour le taux moyen d'indemnisation du chômage, supérieur de 4.7 points de pourcentage –, l'augmentation cumulée du chômage résultant d'un choc négatif, jusqu'à ce que ce choc soit totalement résorbé, est supérieure de 9.45 % à celle observée dans le pays moyen.

Source : Estimations de l'OCDE.

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/446406664705>

2. Taux d'emploi de certaines catégories

Une bonne performance du marché du travail suppose non seulement un faible taux de chômage, mais aussi un niveau élevé d'emploi. On a vu dans les chapitres précédents combien il était important d'accroître les taux d'emploi, en ne se bornant pas uniquement à faire reculer le chômage, surtout dans le contexte du vieillissement de la population. Dans une certaine mesure, les taux d'activité reflètent un ensemble de facteurs socioculturels qui influent sur l'arbitrage entre le travail et d'autres activités, notamment les loisirs, la formation ou l'éducation des enfants. Les politiques mises en œuvre peuvent

se traduire par des taux d'activité sous-optimaux, en particulier pour certaines catégories se situant souvent « à la marge » du marché du travail, notamment les jeunes, les femmes et les travailleurs âgés. On ne traitera pas ici un autre aspect, à savoir l'impact que peuvent avoir les politiques mises en œuvre sur la durée du travail.

On examinera dans cette section l'impact des politiques et du cadre institutionnel sur les taux d'emploi. L'analyse empirique consiste à estimer des régressions sur données groupées en coupe transversale et série temporelle couvrant un certain nombre de pays et comportant, selon le même schéma, deux types de variables : i) les déterminants du chômage examinés dans la régression de base de la section précédente, à savoir les taux moyens de remplacement pour l'assurance chômage, le coin fiscal, le taux de syndicalisation, la LPE, la RMP et la négociation coordonnée des salaires; et ii) les facteurs influant sur la décision d'activité. Puisque ces derniers facteurs ont tendance à varier d'une catégorie de la population à l'autre, on procède à une analyse distincte pour les hommes et les femmes d'âge très actif, pour les travailleurs âgés et pour les jeunes (voir l'encadré 7.1).

2.1. Hommes et femmes d'âge très actif

Une forte indemnisation du chômage et un coin fiscal très marqué ont tendance à réduire l'emploi des hommes et des femmes d'âge très actif...

Le graphique 7.6 montre qu'une indemnisation trop généreuse du chômage et un coin fiscal très marqué font très nettement baisser les taux d'emploi des hommes et des femmes d'âge très actif. Dans le pays moyen de l'OCDE, une réduction « historiquement typique » de l'indemnisation du chômage ou du coin fiscal – de 4.7 points de pourcentage pour le taux moyen d'indemnisation du chômage et de 2.8 points de pourcentage pour le coin fiscal – accroissent, selon les estimations, le taux de chômage des hommes d'âge très actif de 0.8 point de pourcentage environ. Dans le cas des femmes d'âge très actif, la hausse estimée du taux d'emploi est encore plus sensible (1.4 point de pourcentage).

... alors que la réglementation des marchés de produits ne paraît pas avoir d'effet sur l'emploi des hommes et paraît avoir un effet négatif sur l'emploi des femmes...

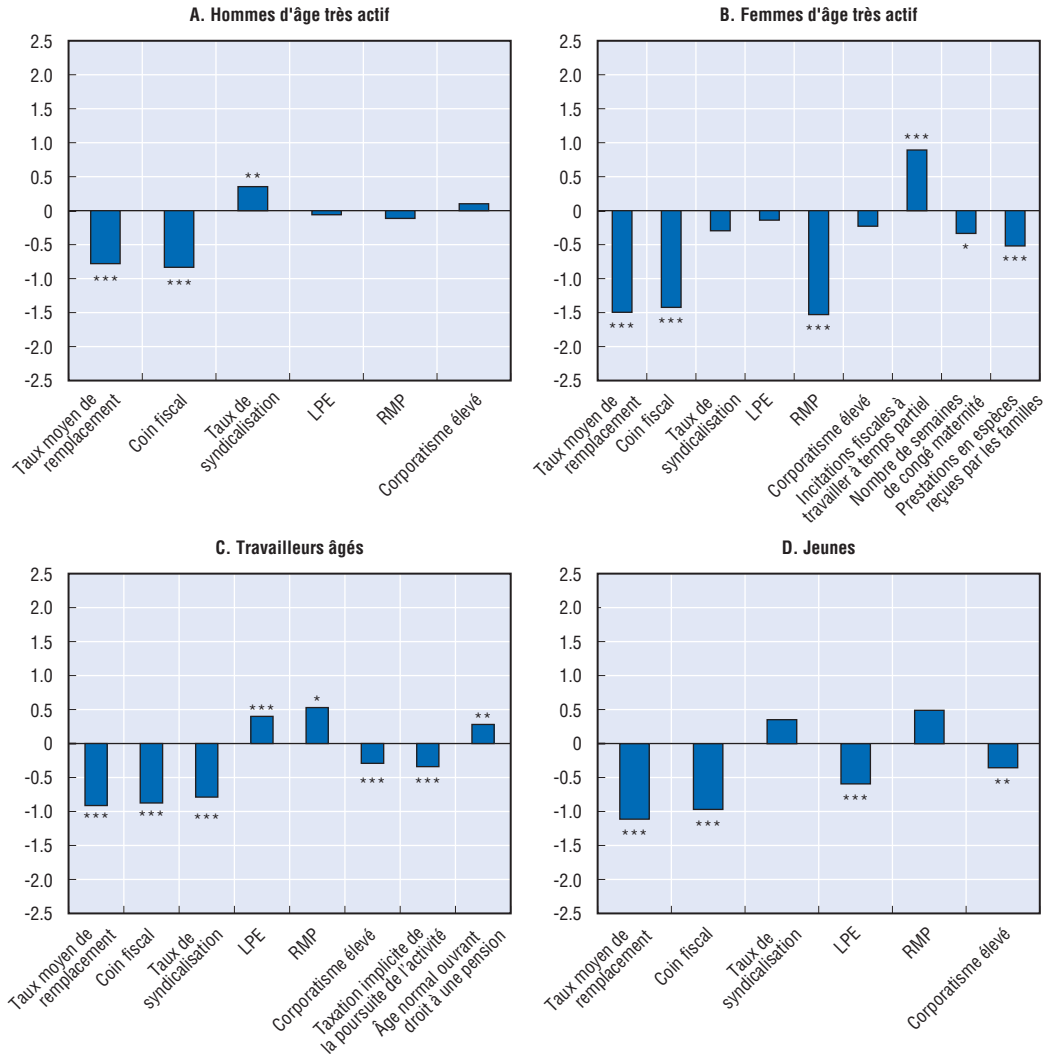
En revanche, une RMP stricte ne paraît pas influencer sur l'emploi des hommes d'âge très actif et paraît avoir un effet négatif sur l'emploi des femmes, d'une amplitude comparable à celui de l'indemnisation du chômage et du coin fiscal. Ce dernier résultat peut s'expliquer par plusieurs facteurs. Premièrement, une réglementation excessive a tendance à limiter l'offre de services (services de garde d'enfants et services domestiques, par exemple) et à faire monter leurs prix, de sorte que les parents rencontrent plus de difficultés pour exercer un emploi. Deuxièmement, si les horaires d'ouverture des magasins sont limités, les parents peuvent également éprouver des difficultés à concilier vie professionnelle et vie familiale. Troisièmement, et surtout, en entravant le développement du secteur des services, une réglementation excessive peut limiter la création d'emplois pour les femmes, majoritairement actives dans ce secteur.

... et l'emploi des femmes est sensible aux incitations résultant de la fiscalité et des prestations sociales

Il ressort également du graphique 7.6 que l'incitation fiscale à travailler à temps partiel – définie en l'occurrence comme le gain (la perte, si le chiffre est négatif) de revenu disponible du ménage lorsque le travail marchand est partagé entre les conjoints²⁵ – peut largement contribuer à mobiliser la participation des femmes au marché du travail et peut

Graphique 7.6. L'impact des politiques et des institutions sur les taux d'emploi est variable selon la catégorie démographique

Impact en points de pourcentage d'une variation positive d'un écart type des politiques^a, modèle de base, 1982-2003



LPE : Législation sur la protection de l'emploi.
 RMP : Réglementation des marchés de produits.

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

a) Pour chaque politique, le graphique illustre l'effet estimé d'une variation d'un écart type par rapport à la moyenne de l'échantillon pour un pays où toutes les autres variables sont égales à la moyenne de l'échantillon. On calcule les écarts types en prenant en compte uniquement la variation des séries temporelles (c'est-à-dire en éliminant la variation en coupe transversale). L'amplitude de la variation positive des politiques et de l'écart de production est la suivante : taux moyen de remplacement, 4,7 points de pourcentage; coin fiscal, 2,8 points de pourcentage; taux de syndicalisation, 6 points de pourcentage; LPE, 0,3 unité de l'indicateur synthétique; RMP, 1 unité de l'indicateur synthétique; degré élevé de corporatisme, 1/5 de la valeur de la variable indicatrice; écart de production, 2,4 points de pourcentage; incitation fiscale au travail à temps partiel, 1,2 point de pourcentage; nombre de semaines de congé de maternité, 18; prestations familiales en espèces, 2,2 points de pourcentage; taxation implicite de la poursuite de l'activité, 3,3 points de pourcentage; âge normal d'ouverture des droits à la retraite, 1/2 année. Ces modifications peuvent être considérées comme correspondant à des réformes d'une dimension « historiquement typique ».

Source : Estimations de l'OCDE (voir le tableau 7.A1.2).

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/000140633087>

donc favoriser leur emploi. Mais les gains en termes d'emploi qui résultent d'une plus forte incitation fiscale à travailler à temps partiel sont partiellement gonflés par l'effet de substitution entre l'emploi féminin à temps partiel et l'emploi féminin à temps plein (voir le tableau 7.A1.2, colonne 2), de sorte que l'impact global sur le nombre total d'heures travaillées est probablement faible²⁶.

Au total, ces résultats sont largement conformes à ceux des études précédentes de l'OCDE consacrées à l'activité des femmes (Jaumotte, 2004). Il faut néanmoins garder à l'esprit deux réserves lorsqu'on veut interpréter les résultats pour les femmes d'âge très actif. Premièrement, les résultats empiriques paraissent quelque peu sensibles aux spécifications et aux pays composant l'échantillon. Deuxièmement, la hausse spectaculaire de l'emploi des femmes observée dans plusieurs pays ces deux dernières décennies tient essentiellement à des évolutions qui se rattachent à l'éducation et à la fécondité et, plus généralement, au changement socioculturel, et pas à l'évolution des politiques structurelles. Dans le cas de l'Australie, du Canada et de l'Espagne, par exemple, le modèle de base « prévoit » pour la période située entre 1982 et 2003 une hausse respective de 17.3, 17.5 et 21.8 points de pourcentage pour le taux d'emploi des femmes d'âge très actif. Ces chiffres ne sont pas loin de la croissance effective de l'emploi telle qu'elle ressort des données (18.6, 13.7 et 20.9 points de pourcentage respectivement), mais moins d'un dixième de ce changement s'explique par les seules réformes des politiques dans les trois cas.

2.2. Travailleurs âgés

Dans le pays moyen de l'OCDE, une trop forte indemnisation du chômage et un coin fiscal très marqué diminuent l'emploi des travailleurs âgés...

Les estimations font également apparaître un effet négatif significatif, en moyenne, d'une forte indemnisation du chômage et d'un coin fiscal très marqué sur le taux d'emploi des personnes de 55 à 64 ans, les « travailleurs âgés » (graphique 7.6, partie C). L'impact quantitatif de ces variables ne paraît pas sensiblement différent de celui observé précédemment pour les hommes d'âge très actif. On constate également que le taux de syndicalisation réduit l'emploi des travailleurs âgés. Ce résultat est conforme à l'idée que l'existence de syndicats puissants resserre probablement l'éventail des salaires et creuse un écart entre le coût de la main-d'œuvre et la productivité des travailleurs les moins productifs, lesquels ne sont alors plus compétitifs sur le marché (voir, par exemple, Bertola et al., 2002b). Dans le cas des travailleurs âgés, l'écart entre le salaire et la productivité peut être encore amplifié lorsque la rémunération est fonction de l'ancienneté²⁷.

... et les incitations à la retraite ont le même effet...

On constate – ce qui n'est guère surprenant et confirme les travaux précédents de l'OCDE sur les taux d'activité des travailleurs âgés (Duval, 2004; OCDE, 2006c) – que les réformes des retraites visant à rendre la poursuite de l'activité plus avantageuse par rapport à la retraite peuvent sensiblement augmenter l'emploi des travailleurs âgés. Une forte taxation implicite de la poursuite de l'activité – définie comme la perte (ou le gain) de patrimoine retraite net en cas de poursuite de l'activité, le patrimoine retraite net correspondant à la valeur actualisée des flux futurs de pensions de retraite auxquelles l'individu a droit au cours de sa durée de vie résiduelle, moins les flux futurs de cotisations – paraît dissuader les travailleurs âgés de poursuivre leur activité. Un âge légal tardif d'ouverture des droits à la retraite a l'effet inverse. Une réforme des retraites « historiquement typique » comportant à la fois une moindre taxation implicite de la

poursuite de l'activité et un relèvement de l'âge légal de la retraite pourra augmenter l'emploi des travailleurs âgés jusqu'à 0.6 point de pourcentage. En réalité, une telle réforme pourra même avoir des effets encore plus marqués. En outre, les réformes récentes ont généralement été de plus grande ampleur que la réforme « historiquement typique ». Enfin, les estimations empiriques qui sont présentées ici ne prennent pas en compte l'effet d'une telle réforme sur l'activité des individus de plus de 65 ans. En revanche, comme le souligne le rapport de l'OCDE (2006c), il est indispensable de compléter la réforme des retraites par des mesures visant à éviter que d'autres prestations ne deviennent une autre voie de cessation anticipée de l'activité. Plus généralement, il faut aussi modifier les pratiques qui ont cours sur le lieu de travail, en particulier pour ce qui concerne l'obligation de prendre sa retraite et l'existence d'une mentalité « âgiste » (voir le chapitre 4).

... mais une législation du travail et une réglementation des marchés de produits très rigoureuses semblent avoir l'effet inverse

On notera tout particulièrement qu'une LPE et une RMP très rigoureuses paraissent avoir un effet positif sur l'emploi des travailleurs âgés. En conséquence, un assouplissement de la LPE ou de la RMP correspondant à une réforme « historiquement typique » réduira l'emploi des travailleurs âgés de 0.4 et 0.5 point de pourcentage respectivement, avec une plus forte marge d'incertitude dans le cas d'une réforme de la RMP. Ces résultats, qu'il faut interpréter avec prudence, donnent à penser que le risque plus faible de licenciement auquel sont exposés les travailleurs âgés lorsque la LPE et/ou la RMP sont renforcées compense l'impact négatif d'un tel renforcement sur les taux d'embauche. En fait, il est souvent très onéreux de licencier un travailleur ayant une forte ancienneté lorsque la LPE est très stricte, de sorte que l'employeur est davantage incité à conserver ce type de travailleurs. En revanche, la LPE et la RMP n'influent sans doute qu'à un certain degré sur l'embauche de travailleurs âgés, puisque ces travailleurs sont proches de l'âge de la retraite (OCDE, 2004a).

2.3. Jeunes

Les estimations macroéconomiques concernant l'emploi des jeunes sont sans doute fragiles

Il est particulièrement difficile d'analyser les déterminants de l'emploi des jeunes, pour des raisons aussi bien conceptuelles qu'empiriques. La scolarisation est l'un des principaux motifs de la faible participation des jeunes au marché du travail, et on ne saurait correctement appréhender l'emploi des jeunes sans prendre en compte les facteurs qui influent sur la durée de la scolarité. Dans une large mesure, la tendance lourde à la baisse des taux d'emploi des jeunes traduit une plus longue éducation initiale. Sur le plan empirique, on ne dispose pas de séries temporelles suffisamment longues pour ce qui est de la proportion de jeunes scolarisés à plein-temps et il n'est pas possible d'étudier plusieurs déterminants importants de l'éducation des jeunes et de leur participation au marché du travail faute de données suffisantes, notamment en ce qui concerne le rendement de l'éducation, l'efficacité du système éducatif ou d'autres caractéristiques du cadre institutionnel et des politiques qui influent sur le choix de formules combinant éducation et travail à temps partiel. Pour atténuer ces problèmes, l'analyse entreprise dans le cadre de cette étude est centrée sur les taux d'emploi des jeunes de 20 à 24 ans.

On ne constate pas d'effet empirique clair des salaires minimums sur l'emploi des jeunes, alors que l'indemnisation du chômage et le coin fiscal le réduisent...

Il s'avère en pratique que certains des résultats empiriques enregistrés pour les déterminants de l'emploi des jeunes sont sensibles à la méthodologie utilisée et aux pays pris en compte dans l'analyse. En particulier, le salaire minimum (ou le salaire minimum spécifique applicable aux jeunes) peut avoir un effet négatif ou positif sur l'emploi des jeunes, selon la méthode d'estimation. Parmi les résultats les plus fiables, on constate qu'une indemnisation généreuse du chômage et un coin fiscal très marqué réduisent les taux d'emploi des jeunes dans le pays moyen de la zone OCDE, l'impact estimé étant d'une dimension comparable à celle observée précédemment pour les autres catégories de la population (graphique 7.6, partie D). Le premier de ces résultats peut paraître surprenant, puisque la carrière des jeunes travailleurs est souvent trop brève pour qu'ils soient pleinement indemnisés au titre de l'assurance chômage. Il reflète probablement davantage des effets indirects – en raison d'un chômage global plus élevé, qui décourage les jeunes d'entrer sur le marché du travail – que les effets classiques directs qu'exercent sur l'emploi des salaires de réserve plus élevés et une moindre intensité de la recherche d'emploi.

... ce qui est également le cas d'une législation sur la protection de l'emploi trop rigoureuse

On constate en outre qu'une LPE rigoureuse diminue sensiblement l'emploi des jeunes, l'amplitude de cet impact dépendant néanmoins de la spécification. Ce résultat donne en partie à penser qu'une LPE rigoureuse nuit essentiellement aux perspectives d'emploi des groupes « marginaux » sur le marché du travail, c'est-à-dire les groupes qui entrent dans la population active sans avoir d'antécédents sur le marché du travail²⁸.

2.4. L'influence des politiques sur les taux d'emploi : récapitulatif

Dans le pays moyen de l'OCDE, le coin fiscal et l'indemnisation du chômage sont les déterminants les plus importants des taux globaux d'emploi...

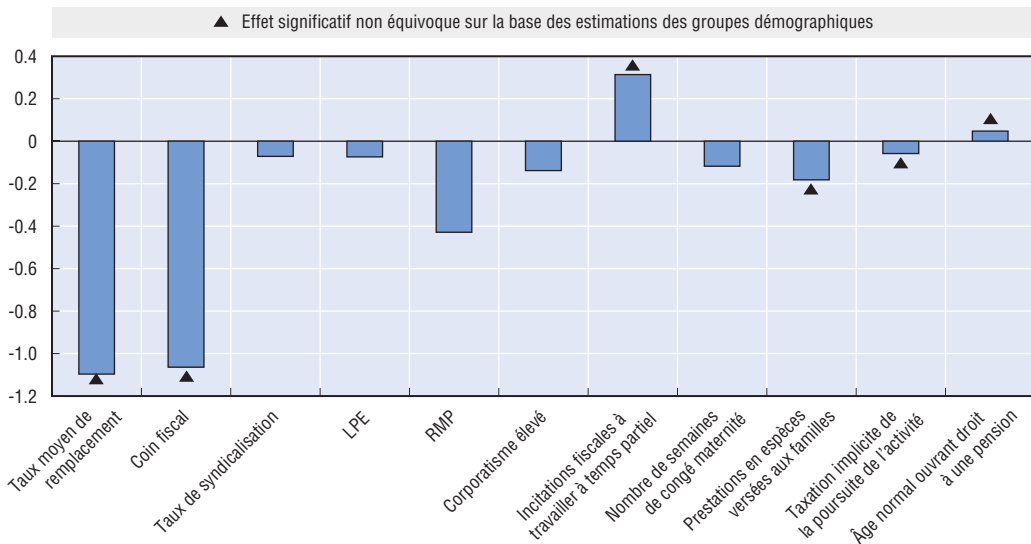
Le graphique 7.7 résume les principaux résultats des régressions des taux d'emploi par groupe. Une forte indemnisation du chômage et un coin fiscal très marqué ont tendance à avoir un impact sensible et significatif sur les taux d'emploi de toutes les catégories. *A fortiori*, cela veut dire que ces mesures peuvent faire sensiblement baisser le taux d'emploi global. Compte tenu des coefficients moyens par catégorie, pondérés en fonction de la population, les estimations de base signifient qu'une réforme « historiquement typique » réduisant le taux moyen de remplacement de l'assurance chômage de 4.7 points de pourcentage ou le coin fiscal de 2.8 points de pourcentage augmenterait le taux d'emploi de 1.1 point de pourcentage dans le pays moyen de l'OCDE. Ce résultat est conforme à ceux obtenus à la section 1 pour ce qui est des déterminants du chômage total. En revanche, les autres politiques et institutions – y compris la RMP et le degré élevé de corporatisme, qui ont une influence significative sur le chômage total (voir ci-dessus) – paraissent avoir des effets contrastés sur les taux d'emploi des diverses catégories. En conséquence, on ne peut déterminer sans équivoque leur impact global.

... et les politiques spécifiques à certaines catégories paraissent jouer un rôle mineur

Les politiques qui n'influent que sur le taux d'emploi de certaines catégories ont sans doute elles aussi un impact sur le taux global d'emploi, mais, idéalement, il faudrait une analyse d'équilibre général pour le confirmer. En particulier, une moindre taxation

Graphique 7.7. L'indemnisation du chômage, le coin fiscal et plusieurs politiques spécifiques à certaines catégories ont un effet non équivoque sur le taux global de chômage

Impact en points de pourcentage d'une variation positive des politiques d'un écart type^a sur le taux d'emploi de la population d'âge actif, modèle de référence, 1982-2003



LPE : Législation sur la protection de l'emploi.

RMP : Réglementation des marchés de produits.

a) Pour chaque politique, le graphique illustre l'effet, sur le taux d'emploi, d'une variation d'un écart type par rapport à la moyenne de l'échantillon pour un pays où toutes les autres variables sont égales à la moyenne de l'échantillon. Les effets agrégés sont obtenus à partir des estimations des groupes spécifiques en utilisant leur poids démographique dans la population. On calcule les écarts types en prenant uniquement en compte la variation des séries temporelles (c'est-à-dire en éliminant la variation en coupe transversale). L'amplitude de la variation positive des politiques et de l'écart de production est la suivante : taux moyen de remplacement, 4.7 points de pourcentage; coin fiscal, 2.8 points de pourcentage; taux de syndicalisation, 6 points de pourcentage; LPE, 0.3 unité de l'indicateur synthétique; RMP, 1 unité de l'indicateur synthétique; degré élevé de corporatisme, 1/5 de la valeur de la variable indicatrice; écart de production, 2.4 points de pourcentage; incitation fiscale au travail à temps partiel, 1.2 point de pourcentage; nombre de semaines de congé de maternité, 18; prestations familiales en espèces, 2.2 points de pourcentage; taxation implicite de la poursuite de l'activité, 3.3 points de pourcentage; âge normal d'ouverture des droits à retraite, 1/2 année. Ces modifications peuvent être considérées comme correspondant à des réformes d'une dimension « historiquement typique ».

Source : Estimations de l'OCDE (voir le graphique 7.6).

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/033656005682>

implicite de la poursuite de l'activité, un relèvement de l'âge légal de la retraite, une plus forte incitation fiscale à travailler à temps partiel et les mesures de politique familiale qui facilitent le retour des mères sur le marché du travail – notamment lorsque les prestations pour enfants sont remplacées par des aides publiques pour la garde d'enfants – contribuent chacun pour leur part à accroître le taux global d'emploi.

Toutefois, l'impact estimé qu'exercent sur l'emploi total une moindre taxation implicite de la poursuite de l'activité et un relèvement de l'âge légal de la retraite a été assez faible ces deux dernières décennies. Ce résultat tient à trois facteurs principaux : i) les pays se sont généralement montrés réticents à réformer en profondeur leur système de retraite, de sorte que la réforme « historiquement typique » (un écart type en temps) correspond seulement à un changement de 3.3 points de pourcentage de la taxation implicite; ii) malgré le vieillissement de la population, la part des tranches d'âge de 55 à 64 ans dans la population d'âge actif reste faible (17 % en moyenne entre 1982 et 2003); iii) l'amplitude des élasticités estimées est faible par rapport aux autres études. Du fait de

ces deux derniers facteurs, même une réforme de bien plus grande ampleur – par exemple une baisse de 10 points de pourcentage de la taxation implicite – n’augmente selon les estimations le taux d’emploi agrégé que de 0.2 point de pourcentage. Malgré tout, l’effet serait bien plus marqué si l’on utilisait les prévisions de parts dans la population au lieu des parts effectives et si l’on tenait compte des conséquences pour le taux d’activité de la population de 65 ans et plus.

Notes

1. Pour plus d’informations sur l’analyse présentée dans ce document, voir Bassanini et Duval (2006). Le lecteur pourra s’y reporter en ce qui concerne les sources, les aspects techniques – y compris les questions méthodologiques – et les analyses de sensibilité.
2. Toutefois, un certain nombre de mesures sont inévitablement négligées dans la présente analyse en raison de données insuffisantes, notamment parce que ces mesures ont un caractère intrinsèquement qualitatif (il s’agit, par exemple, des dispositifs de formation tout au long de la vie, des mesures destinées à faire apparaître au grand jour l’économie informelle et des pratiques de gestion des services publics de l’emploi). Pour des observations empiriques plus approfondies concernant ces aspects, voir OCDE (2003a, 2004a et 2005a).
3. Les calculs ont porté sur un échantillon de 20 pays de l’OCDE (Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Irlande, Italie, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède, Suisse) et on a utilisé à la fois des données en coupe transversale et en série temporelle (fréquence annuelle) pour la période 1982-2003. Le même échantillon a servi pour les régressions commentées ci-après.
4. Le niveau de significativité correspond aux statistiques t obtenues par estimation du modèle de l’encadré 7.1, en ne prenant en compte qu’une institution à la fois, plus les effets spécifiques aux pays et les effets temporels.
5. Les tests de spécification (voir Bassanini et Duval, 2006) montrent que les estimations présentées au tableau 7.A1.1 sont des estimations cohérentes et raisonnablement fiables de la valeur moyenne des coefficients. Or, le fait que l’impact moyen des politiques et des institutions soit estimé de façon cohérente ne veut pas dire que ces politiques et institutions aient le même effet pour tous les pays. C’est pourquoi les estimations et les simulations présentées dans ce chapitre doivent être considérées comme se référant au pays moyen de l’OCDE.
6. Dans un célèbre article, le prix Nobel 1972 d’économie, John Hicks, écrivait que « The best of all monopoly profits is a quiet life » (Hicks, 1935, p. 8) (*le plus grand de tous les profits du monopole, c’est une vie paisible*).
7. Les estimations indiquées au tableau 7.A1.1 ont été essentiellement obtenues en exploitant uniquement les informations qui se rapportent à l’évolution des politiques dans chaque pays. Une démarche statistique classique (mais prudente) consiste donc à limiter les simulations aux réformes qui ne sont pas de plus grande amplitude que celles observées pour l’échantillon (ces vingt dernières années). L’inconvénient est que, bien évidemment, on ne tient pas compte du fait que certaines réformes ont été difficiles à mettre en œuvre dans un grand nombre de pays, mais n’en ont pas pour autant moins importantes.
8. Cette variable prend en compte l’évolution de certains pays, qui sont passés d’un système très coordonné à un système décentralisé, et inversement. L’écart type des séries temporelles qui s’y rapportent étant égal à 0.2, cette valeur est utilisée dans les simulations présentées au graphique 7.2 afin de préserver la comparabilité avec les autres politiques et institutions. Si l’on veut calculer le gain prédit en termes de chômage lorsqu’on passe d’un faible degré de corporatisme à un degré élevé dans un pays où toutes les autres politiques se situent au niveau moyen pour l’OCDE, il faut multiplier par cinq le chiffre présenté au graphique 7.2, ce qui donne 1.42 point de pourcentage. De plus, la spécification de base comporte une variable indicatrice en cas de degré intermédiaire de corporatisme. Mais l’effet de cette variable étant invariant dans le temps pour l’échantillon, il n’a pas été identifié (même si on en a tenu compte) et n’est donc pas indiqué dans les tableaux et graphiques de ce chapitre.
9. Les chocs affectant la productivité totale des facteurs (PTF) sont définis ici comme la déviation du logarithme de PTF par rapport à sa tendance, calculée au moyen d’un filtre Hodrick-Prescott. En présence d’un ajustement décalé des salaires à la croissance de la productivité, une évolution positive (ou négative) de la productivité – mesurée ici par un écart positif (ou négatif) entre la PTF

effective et la PTF tendancielle – devrait entraîner une baisse (hausse) temporaire du chômage structurel (voir, par exemple, Ball et Moffitt, 2002; Meyer, 2000). Les chocs concernant les termes de l'échange sont définis par le ratio importations/production, multiplié par le logarithme de leurs prix relatifs $[(M/Y) \log (PM/PY)]$, de telle manière que son taux d'augmentation correspond à l'évolution des prix relatifs des importations, pondérée en fonction de la part des importations dans le PIB : en creusant l'écart entre les prix à la consommation et les prix à la production, une hausse du prix relatif des importations devrait intensifier les pressions sur les salaires et, en définitive, accroître le chômage (voir, par exemple, Layard *et al.*, 1991). Les chocs concernant les taux d'intérêt réels sont définis comme la différence entre le rendement nominal des obligations publiques à 10 ans et la hausse annuelle des prix du PIB. Une hausse des taux d'intérêt réels a un effet négatif sur l'accumulation du capital et sur la productivité du travail, ce qui réduit la demande de travail (à un niveau donné de salaire) et accroît le chômage (voir, par exemple, Blanchard, 1999, 2000). Certaines spécifications comportent également des chocs sur la demande de travail, définis comme le logarithme de la part du travail dans le PIB du secteur des entreprises, en excluant l'influence à court terme des prix des facteurs; voir Blanchard (1998) ainsi que Blanchard et Wolfers (2000).

10. La différence entre ces deux chiffres tient à ce que certains pays ne se trouvaient pas dans la même phase du cycle au début et à la fin de la période considérée.
11. Le résultat clé selon lequel le coin fiscal, les taux de remplacement moyen de l'assurance chômage, la réglementation des marchés de produits et un degré élevé de corporatisme ont des effets sensibles sur l'emploi ne se dément pas lorsqu'on procède à plusieurs analyses de sensibilité pour le choix de l'échantillon estimé, les spécifications du modèle et les techniques d'estimation (y compris lorsqu'on applique la méthode générale des moments pour mieux tenir compte de l'endogénéité des variables concernant les politiques).
12. Ces pays se trouvaient dans une phase différente du cycle en 1982 et en 2003. En conséquence, leur écart de production n'a pas la même valeur au début et à la fin de la période considérée dans l'analyse (comparer la partie A et la partie B).
13. Certaines études ont analysé plusieurs interactions spécifiques entre les politiques, souvent avec des résultats contrastés (voir, par exemple, Elmeskov *et al.*, 1998; FMI, 2003; Belot et van Ours, 2001; Nicoletti et Scarpetta, 2005). Or, ces études ne tiennent pas toujours compte de ce que toutes les interactions sont théoriquement possibles (voir l'encadré 7.2, premier point) et doivent donc être analysées simultanément; sinon, les résultats des estimations peuvent être douteux.
14. À savoir que : i) les politiques et les institutions ont un impact direct limité sur la sensibilité des revendications salariales et de la demande de travail au chômage et aux salaires réels respectivement; et ii) la demande de travail est convexe, c'est-à-dire qu'une plus forte baisse des salaires réels est nécessaire pour l'accroître lorsque l'emploi est à un bas niveau que lorsque l'emploi est élevé. Autrement dit, ces conditions impliquent que l'effet évoqué au deuxième point de l'encadré 7.2 prédomine sur tout effet contraire évoqué au premier point. Étant entendu que la cohérence des estimations est extrêmement tributaire de la validité de ces hypothèses théoriques particulières, les interactions systémiques se révèlent plus robustes que les interactions classiques, notamment pour les contrôles tenant compte des interactions omises.
15. Voir également le tableau 6.4. L'effet additionnel d'une combinaison des quatre réformes, au-delà de la somme des effets de chacune des réformes considérées isolément, peut être calculé en totalisant les valeurs qui figurent dans toutes les cases.
16. En particulier : i) les données concernant la politique du logement et la propriété des logements sont éparses et il s'agit essentiellement de données transversales; ii) on ne dispose de séries temporelles fiables pour le salaire minimum que dans le cas des pays où il est obligatoire; iii) on n'a des indicateurs d'intensité des PAMT que depuis 1985 et, par définition, ces indicateurs ont toutes chances d'être endogènes au chômage.
17. On dispose de minima légaux pour dix pays et les résultats sont quelque peu difficiles à généraliser aux pays où le salaire minimum est fixé par voie de convention collective.
18. Les dépenses pour les PAMT par chômeur constituent l'indicateur classique des dépenses que les pays consacrent aux mesures d'activation et c'est cet indicateur qui est utilisé dans la plupart des études macroéconomiques. Il est exprimé en pourcentage du PIB par habitant afin d'être comparable d'un pays à l'autre (voir, par exemple, Scarpetta, 1996; Nickell, 1997, 1998; Nickell et Layard, 1999; Boone et van Ours, 2004). Puisqu'il est peu vraisemblable que les dépenses pour les PAMT varient en proportion des variations du chômage, un tel indicateur synthétique des dépenses pour les PAMT a toutes chances d'être endogène du fait qu'il a tendance à baisser (augmenter) lorsque le chômage augmente (baisse). Il faut donc utiliser des techniques faisant

appel à des variables instrumentales. Plusieurs techniques ont été appliquées à cet effet : les moindres carrés à deux niveaux (2SLS), en utilisant comme instruments les dépenses moyennes des PAMT par pays; les moindres carrés à deux niveaux (2SLS), en utilisant comme instruments les PAMT corrigées des fluctuations conjoncturelles et correctement retardées; et les systèmes GMM.

19. Bassanini et Duval (2006), tableau 1.9.
20. Cette réforme suppose une hausse des dépenses totales par chômeur en pourcentage du PIB par habitant de 10 points de pourcentage par rapport à la moyenne OCDE (27.9 % en 2000).
21. Plus précisément, le graphique 7.4 fait apparaître l'impact que l'indemnisation du chômage aurait dans chaque pays, compte tenu du niveau de ses dépenses pour les PAMT, si les autres variables concernant le cadre institutionnel et les politiques étaient égales à la moyenne OCDE. Par exemple, avec ces estimations, un pays où toutes les autres variables sont égales à la moyenne OCDE aurait un chômage inférieur de 0.3 point de pourcentage si les dépenses pour les PAMT et pour l'assurance chômage se situaient au niveau de celles du Danemark, et pas au niveau de celles des États-Unis.
22. Mais il est difficile de dissocier l'impact de la LPE et de la RMP, car elles sont très corrélées et interagissent avec les chocs par des voies similaires. En fait, l'impact de ces variables devient un peu moins significatif lorsqu'elles sont simultanément incluses dans la spécification.
23. Autrement dit, ne pas entreprendre cette réforme se traduirait par un degré de persistance des chocs négatifs supérieur de 32 % au degré de persistance dans le pays moyen de l'OCDE.
24. Or, les estimations des effets de persistance n'étant pas efficaces, l'impact de la RMP, quoique marqué, n'est pas statistiquement significatif.
25. Le gain (ou la perte) est égal à la différence de revenu net des ménages entre les deux situations suivantes : d'une part, un seul apporteur de revenu perçoit 133 % du salaire de l'ouvrier moyen et son partenaire ne travaille pas; d'autre part, le principal apporteur de revenu perçoit 100 % du salaire de l'ouvrier moyen et le deuxième apporteur de revenu 33 % de ce salaire, éventuellement en exerçant un emploi à temps partiel. Cette différence est exprimée en pourcentage du revenu net du ménage dans la deuxième situation.
26. En outre, le congé parental paraît nuire au travail à temps partiel, mais il a un impact sur l'emploi à temps plein (l'effet global reste négatif, mais n'est significatif qu'au niveau de 10 % et dépend de la spécification). Les prestations pour enfants réduisent également les taux globaux d'emploi des femmes parce qu'elles ont un impact négatif significatif sur le travail à temps partiel. Enfin (ce qui n'apparaît pas dans le graphique), on constate que, dans certaines spécifications, les dépenses pour l'accueil de l'enfance ont un impact global positif sur l'emploi des femmes.
27. On constate également qu'un degré élevé de corporatisme a un effet négatif et significatif sur l'emploi des travailleurs âgés. Mais ce résultat est entièrement tributaire de la présence de l'Italie dans l'échantillon.
28. Toutefois, si l'on spécifie les équations en termes de taux de chômage et pas en termes de taux d'emploi, la LPE ne s'avère pas significative dans toutes les spécifications. De plus, le graphique 7.6 (partie D) montre également qu'un degré élevé de corporatisme a un impact négatif sur l'emploi des jeunes, mais ce résultat est tributaire de la spécification et de la présence de l'Australie dans l'échantillon.

ANNEXE 7.A1

Modèles de régression de base

Tableau 7.A1.1. Équations de référence du taux de chômage, 1982-2003

	1	2	3	4	5	6	7
Référence		= 1 avec le TMR divisé en deux composantes	= 1 avec la LPE divisée en deux composantes	= 1 avec le coin fiscal calculé sur la base des comptes nationaux	= 4 avec les taux d'imposition sur le travail et sur la consommation à part	= 1 avec les chocs macroéconomiques standards	= 6 avec le choc de la demande de travail
Taux moyen de remplacement (TMR)	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	-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]**
LPE	-0.31 [0.98]	-0.20 [0.55]		0.03 [0.08]	0.01 [0.02]	-0.61 [-1.52]	-0.51 [-1.22]
RMP	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]***
Corporatisme élevé	-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]***
Écarts de production	-0.48 [14.00]***	-0.48 [14.21]***	-0.47 [13.99]***	-0.54 [11.89]***	-0.54 [11.60]***		
Taux de remplacement (TR) la 1 ^{re} année		0.09 [7.37]***					
Durée de versement des prestations		2.64 [2.03]**					
(TR 1 ^{re} année)*(durée)		0.09 [2.69]***					
LPE travailleur permanent			1.28 [2.49]**				
LPE travailleur temporaire			-0.45 [2.16]**				
(LPE perm)*(LPE temp)			-0.28 [1.21]				
Taux d'imposition sur le travail					0.25 [4.82]***		
Taux d'imposition sur la consommation					0.21 [1.92]*		
Chocs macroéconomiques							
Choc de productivité						-12.81 [-3.34]***	-8.87 [-2.33]**
Chocs des termes des échanges						19.40 [6.45]***	19.09 [6.09]***
Chocs des taux d'intérêt						0.22 [2.72]***	0.19 [2.44]**
Chocs de la demande de travail							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 ²	0.98	0.92	0.92	0.98	0.98	0.98	0.98

LPE : Législation sur la protection de l'emploi.

RMP : Réglementation des marchés de produits.

TR : Taux de remplacement.

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

Estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO). Valeur absolue des statistiques t de Student robustes entre parenthèses.

Source : Estimations de l'OCDE.

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/638612210662>

Tableau 7.A1.2. Équations de référence du taux d'emploi, 1982-2003

	1	2			3	4
	Hommes d'âge très actif	Femmes d'âge très actif			Travailleurs âgés (55-64 ans)	Jeunes (20-24 ans)
		Temps complet	Temps partiel	Agrégé ^a		
Politiques générales et institutions						
Taux moyen de remplacement	-0.17 [7.42]***	-0.14 [3.71]***	-0.17 [3.00]***	-0.32 ***	-0.19 [7.12]***	-0.24 [5.61]***
Coin fiscal	-0.30 [8.34]***	-0.12 [2.34]**	-0.38 [4.45]***	-0.50 ***	-0.31 [6.74]***	-0.34 [5.86]***
Taux de syndicalisation	0.06 [2.30]**	0.16 [3.47]***	-0.21 [3.00]***	-0.05	-0.13 [5.34]***	0.06 [1.39]
LPE	-0.23 [0.66]	-1.54 [3.06]***	0.99 [1.32]	-0.55	1.59 [2.62]***	-2.35 [2.97]***
RMP	-0.12 [0.47]	-0.75 [2.67]***	-0.86 [1.99]**	-1.60 ***	0.56 [1.74]*	0.51 [1.04]
Corporatisme élevé	0.48 [1.14]	-1.63 [2.06]**	0.57 [0.47]	-1.06	-1.35 [3.09]***	-1.66 [2.13]**
Politiques et institutions spécifiques aux groupes						
Incitations fiscales à travailler à temps partiel		-0.58 [8.91]***	1.35 [11.34]***	0.76 ***		
Taux marginal d'imposition du second apporteur de revenus (transition 100/0-100/66)		0.38 [0.55]	-1.23 [0.98]	-0.85		
Prestations en espèces reçues par les familles		0.06 [1.47]	-0.30 [3.83]***	-0.24 ***		
Nombre de semaines de congé maternité		0.02 [2.60]***	-0.04 [2.83]***	-0.02 *		
Taxation implicite de la poursuite de l'activité					-0.10 [2.82]***	
Âge normal ouvrant droit à une pension					0.57 [2.28]**	
Variables de contrôle						
Niveau d'instruction des femmes		2.90 [4.72]***	-0.63 [0.57]	2.27 **		
Niveau d'instruction des jeunes						-3.18 [3.77]***
Taille de la cohorte des jeunes						-0.22 [3.44]***
Écarts de production	0.49 [11.60]***	0.17 [3.17]***	0.10 [1.25]	0.26 ***	0.20 [4.39]***	0.82 [10.72]***
Autres contrôles ^b	Non		Oui		Non	Non
Variables indicatrices des pays	Oui		Oui		Oui	Oui
Variables indicatrices du temps	Oui		Oui		Oui	Oui
Observations	404	277			279	367
R ²	0.99	0.99	0.96		0.99	0.94

Estimateurs des régressions empilées (SURE), avec pour chaque modèle l'équation ou les équations présentées, plus une équation pour les hommes d'âge très actif. La valeur absolue des statistiques t de Student figure entre parenthèses. Les équations pour les hommes d'âge très actif n'apparaissent pas dans le cas des modèles correspondant aux colonnes 2 à 4.

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

a) Impact calculé de chaque variable explicative sur le taux d'emploi global des femmes d'âge très actif. Cet impact est égal à la somme des effets de chaque variable sur les taux d'emploi à temps plein et à temps partiel. Son degré de significativité est donné par un test de Fisher testant l'hypothèse nulle telle que la somme des coefficients des taux d'emploi à temps plein et à temps partiel égale à zéro.

b) Les autres variables de contrôle sont la proportion de femmes mariées, le nombre d'enfants par femme et les interactions entre ces deux variables.

Source : Estimations de l'OCDE.

Statlink : <http://dx.doi.org/10.1787/001240286028>