

Comparaison de la formation des salaires dans un panel de pays industrialisés

Stéphanie Guichard^(*)

Jean-Pierre Laffargue^(**)

Les marchés du travail des pays industrialisés ont des caractéristiques très différentes en termes de réglementation, de rôle et de poids des partenaires sociaux, d'indemnisation du chômage, etc. (voir OCDE, 1994 ; Cadiou et Guichard, 1999). Dans quelle mesure ces disparités s'accompagnent-elles, au niveau macro-économique, de comportements profondément différents d'un pays à l'autre ? Cette question est importante dans le cadre de l'UEM. Une crainte est en effet que des différences de comportement sur le marché du travail ne donnent des effets asymétriques à un choc initialement commun. Par ailleurs, la mesure de la capacité des marchés du travail européens à s'ajuster face à un choc est importante. Beaucoup d'économistes estiment en effet que l'intégration monétaire européenne pourrait connaître des difficultés sérieuses en présence d'une trop grande rigidité du marché du travail dans certains ou tous les pays de l'UEM, par exemple à la suite d'un choc asymétrique puissant.

Ainsi, la comparaison de la formation des salaires dans les différents pays européens, aux États-Unis et au Japon peut être riche d'enseignements pour le fonctionnement de l'UEM. Nous proposons ici l'estimation d'une équation des salaires sur un panel de 16 pays industrialisés, comprenant tous les pays participant à l'euro. L'intérêt de recourir à un panel de pays est double. D'abord, dans la mesure où ces pays présentent certaines similarités structurelles, l'estimation du comportement de chaque nation bénéficie de l'information qu'apportent ses 15 partenaires et nous pouvons obtenir ainsi des résultats plus solides et plus précis. Ensuite, cela nous permet d'identifier des différences structurelles robustes dans la formation des salaires entre pays.

Dans une première partie, nous présentons une modélisation théorique pouvant donner lieu à une estimation économétrique simple de la formation des salaires. Celle-ci repose sur une *wage curve* où le coût du travail est une fonction de sa productivité, des prix, du coin salarial et du taux de chômage. Nous complétons cette équation en introduisant un élément de rigidité nominale : certains contrats de salaire fixent celui-ci pour plus d'une année, et sont donc fonctions du prix courant, mais aussi du prix futur anticipé.

La seconde partie présente la méthodologie économétrique. L'équation de salaire est estimée simultanément sur les 16 pays, en supposant que certains paramètres ont une valeur commune dans plusieurs nations. La méthode d'estimation la plus naturelle est celle des moindres carrés généralisés. Mais, la présence de variables endogènes et anticipées nous conduit à recourir à des variables instrumentales et aux moments généralisés (GMM). Une nouvelle difficulté apparaît alors : la matrice de covariance des chocs heurtant les différents pays est de grande taille et estimée sur relativement peu de périodes. Pour limiter l'imprécision qui résulterait

(*) Cepii.

(**) Cepremap et Team.

Nous tenons à remercier A. Bénassy, M. Boutillier, L. Cadiou, S. Déas, P. Jolivaldt et P. Sevestre pour leurs remarques et suggestions. Bien sûr les imperfections de ce texte sont de notre responsabilité.

d'une estimation directe, nous introduisons un certain degré de structure dans les covariances entre chocs en supposant qu'elles peuvent être modélisées par un petit nombre de facteurs communs. Un autre aspect économétrique important est la stratégie de tests emboîtés, allant du général au particulier, qui permet de déterminer si les paramètres prennent ou non des valeurs différentes dans les pays.

La troisième partie présente les résultats. Tous d'abord, le taux d'emploi est un bien meilleur indicateur des tensions sur le marché du travail que le taux de chômage. Ensuite les principales différences entre pays tiennent à la réponse des salaires à l'évolution de la productivité et aux tensions sur le marché du travail. Toutefois, si l'élasticité du coût du travail à l'emploi varie assez nettement entre les pays, dans les pays européens elle reste globalement de l'ordre des résultats de Blanchflower et Oswald (1995) pour lesquels l'élasticité du salaire au taux de chômage est d'environ 0,1. En revanche, le taux d'emploi n'a pas d'impact significatif sur l'évolution du salaire aux États-Unis, où les ajustements s'effectuent davantage par des flux de main-d'œuvre entre États que par une modification des salaires. Les autres paramètres de l'équation ont des valeurs communes dans tous les pays de l'échantillon. On remarque alors que la durée des contrats de salaire est relativement longue, ce qui implique une certaine rigidité nominale, et les anticipations de prix sont assez statiques. Le coin salarial a un effet positif mais faible sur le coût du travail : une hausse des cotisations sociales est donc principalement supportée par une baisse du salaire touché par le salarié, conformément aux résultats de Cotis et Loufir (1990).

Spécification de l'équation de salaire

Chaque année, les entreprises et leurs salariés signent des contrats fixant le salaire nominal. Certains contrats expirent durant l'année en cours (ils ont donc nécessairement une durée inférieure ou égale à un an), d'autres durant l'année suivante (ils ont donc nécessairement une durée inférieure ou égale à deux ans⁽¹⁾). Chaque contrat est donc affecté d'un double indice : t qui est l'année où il est signé et i , qui est égal à 1 si le contrat expire durant l'année en cours, et à 2 s'il expire durant l'année suivante. Les différents modèles théoriques de la détermination des salaires (modèles de négociation, de salaire d'efficience et de *search*) permettent de justifier une équation du type⁽²⁾ :

$$(1) \quad \text{Log}(WC_{t,i} / PE_{t,i}) = w_0 + w_1 \text{Log}(Y_t / E_t) \\ + w_2 \text{Log}(WDG_t) + w_3 \text{Log}(UN_t) + \varepsilon_{t,i}$$

WC est le coût du travail dans le secteur marchand fixé par le contrat de salaire,

PE représente le niveau de prix moyen anticipé sur la durée du contrat,

Y la production marchande,

E l'emploi marchand,

UN le taux de chômage⁽³⁾ (en pour cent) et

WDG le coin salarial (*wedge*).

Le terme d'erreur ε résume toutes les variables non observables influençant l'issue de la négociation salariale. Parmi ces variables, qui jouent vraisemblablement un rôle important, on peut citer le pouvoir de négociation des syndicats, le pouvoir de marché des firmes, la législation sociale, qui affecte le pouvoir des *insiders* (par exemple la difficulté à licencier le personnel), l'indemnisation du chômage, l'utilité du loisir, etc. Ces variables non observables ont probablement une forte persistance.

On considère deux prix anticipés. Le premier correspond aux contrats dont la validité est limitée à l'année en cours et est égal au prix courant à la production des biens marchands :

$$(2) \quad \text{Log}(PE_{t,1}) = \text{Log}(P_t)$$

Le second correspond aux contrats qui expirent au cours de l'année suivante ; il est une moyenne pondérée des prix courant et anticipé pour l'année suivante :

$$(3) \quad \text{Log}(PE_{t,2}) = q \text{Log}(P_t) + (1-q) \text{Log}(P_{t+1}^a), \\ 0 \leq q \leq 1$$

Notons par p ($0 \leq p \leq 1$) la proportion de contrats de salaire expirant dans l'année où ils sont signés et $1-p$ la proportion de contrats expirant l'année suivante. Notons par W_t le coût du travail moyen de l'année considérée. Nous avons l'identité comptable⁽⁴⁾ :

$$(4) \quad \text{Log}(W_t) = [(1-p)WC_{t-1,2} + p \text{Log}WC_{t,1}] \\ + (1-p) \text{Log}(WC_{t,2})] / (2-p)$$

Les variables WC et PE n'étant pas observables, l'estimation nécessite leur élimination grâce aux équations (1) à (3). On obtient :

$$(5) \quad \text{Log}(W_t) = \{ (1-p)[q \text{Log}(P_{t-1}) \\ + (1-q) \text{Log}(P_{t-1}^a) + w_0 + w_1 \text{Log}(Y_{t-1} / E_{t-1}) \\ + w_2 \text{Log}(WDG_{t-1}) + w_3 \text{Log}(UN_{t-1})] + \varepsilon_{t-1,2}] \\ + p[\text{Log}(P_t) + w_0 + w_1 \text{Log}(Y_t / E_t) \\ + w_2 \text{Log}(WDG_t) + w_3 \text{Log}(UN_t) + \varepsilon_{t,1}] \\ + (1-p)[q \text{Log}(P_t) + (1-q) \text{Log}(P_{t+1}^a) \\ + w_0 + w_1 \text{Log}(Y_t / E_t) + w_2 \text{Log}(WDG_t) \\ + w_3 \text{Log}(UN_t) + \varepsilon_{t,2}] \} / (2-p)$$

Posons : $(1-p) / (2-p) = r$,

et :

$p / (2-p) = 1 - 2r$ ($0 \leq r \leq 0.5$). Appelons $\eta_{t-1,t}$ l'erreur sur la prévision de prix faite à la date $t-1$ pour la date t : $\eta_{t-1,t} = \text{Log}(P_t) - \text{Log}(P_{t-1}^e)$. En présence d'une hypothèse d'anticipations rationnelles, cette erreur suit une différence de martingale. Alors, l'équation (5) peut être réécrite :

$$(6) \text{Log}(W_t) = w_0 + w_1 [r \text{Log}(Y_{t-1} / E_{t-1}) + (1-r) \text{Log}(Y_t / E_t)] + w_2 [r \text{Log}(WDG_{t-1}) + (1-r) \text{Log}(WDG_t)] + w_3 [r \text{Log}(UN_t) + (1-r) \text{Log}(UN_{t-1})] + r q \text{Log}(P_{t-1}) + (1-r) \text{Log}(P_t) + r(1-q) \text{Log}(P_{t+1}) + r(1-q)(\eta_{t-1,t} + \eta_{t,t+1}) + r \varepsilon_{t-1,1} + (1-2r) \varepsilon_{t,1} + r \varepsilon_{t,2}$$

Ainsi, le coût nominal du travail à la date t est fonction d'une moyenne pondérée (avec les mêmes poids) de la productivité, du coin salarial et du taux de chômage des années t à $t-1$. Il est aussi une fonction plus complexe du prix des années $t-1$ à $t+1$.

Nous avons noté plus haut qu'il était probable que les termes d'erreur $\varepsilon_{t,1}$ et $\varepsilon_{t,2}$ suivent des processus ayant une très forte persistance. Nous avons supposé que ceux-ci pouvaient se représenter par un AR(1) de paramètre ρ que nous avons estimé en quasi-différenciant l'équation dans les différents cas de figures présentés dans la deuxième partie. Nous avons toujours obtenu une valeur de ρ très proche de 1. On considère donc que le terme d'erreur de (6) suit un processus intégré d'ordre 1. Cela revient à dire que les déterminants non quantifiés du coût du travail (salaire de réservation, pouvoir de négociation des *insiders* par exemple) sont I(1), ce qui semble une hypothèse raisonnable et de surcroît très commode.

La conséquence est que les variables observables de l'équation (6) ne sont pas coïntégrées, ce qui n'empêche pas les valeurs des élasticités qui y figurent d'avoir un grand intérêt économique. Pour prendre en compte l'absence de coïntégration, nous estimons cette équation en différences premières, ce qui permet également d'éliminer une constante susceptible de varier d'un pays à l'autre⁽⁵⁾.

La démarche économétrique

Il s'agit de procéder à l'estimation de l'équation (6) sur un panel de pays. Plus précisément, la spécification de l'équation est commune à toutes les nations, mais les valeurs de ses paramètres peuvent varier. Estimer une équation sur un panel de pays accroît la taille de l'échantillon et apporte ainsi une richesse d'information importante, comparativement à celle dont on dispose en économétrie des séries temporelles⁽⁶⁾.

Cependant, cette estimation soulève un certain nombre de problèmes.

Les données

L'échantillon de seize pays comprend l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Canada, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, l'Italie, l'Irlande, le Japon, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume-Uni, la Suède, l'Irlande⁽⁷⁾. Toutes les données viennent des perspectives de l'OCDE, il s'agit de données annuelles, exprimées en logarithmes. On retient la même période de temps pour tous les pays. De plus, comme la détermination des salaires est fortement conditionnée par les institutions intervenant ou réglementant le marché du travail, et comme celles-ci changent au cours du temps, il nous a semblé raisonnable d'effectuer nos estimations sur une période d'une durée assez réduite, commençant en 1982 et s'achevant en 1996. La principale difficulté résulte de la réunification allemande, puisqu'en 1991 le champ s'élargit de l'Allemagne de l'ouest à l'Allemagne totale. Nous traitons ce problème en introduisant des variables muettes pour l'Allemagne. Compte tenu des retards présents dans l'équation cela équivaut à "supprimer" deux années, 1991 et 1992, pour ce pays.

WDG, qui mesure l'écart entre le pouvoir d'achat du salaire net et le coût réel du salarié pour l'entreprise, est défini de la façon suivante :

$(pc / (p(1-sscr)(1-tlr)(1+vatr90)))$, où pc est le prix à la consommation, $sscr$ le taux des cotisations sociales employeurs et salariées, tlr le taux d'imposition des revenus du travail, $vatr90$ le taux de TVA pour l'année de base. Par ailleurs, comme le chômage est un indicateur discutable des tensions sur le marché du travail, nous utilisons également le taux d'emploi (emploi/population).

Au total, nous disposons donc d'un panel de 16 pays et nos estimations portent sur 15 ans.

Les problèmes

Le problème d'économétrie des panels auquel nous sommes confrontés est assez différent des problèmes usuels pour lesquels cette branche de l'économétrie a été développée⁽⁸⁾ : un nombre de périodes plus élevé, un nombre d'individus beaucoup plus petit, un intérêt particulier pour la comparaison des valeurs des paramètres entre individus et une matrice de covariance des termes d'erreurs des différents pays peu contrainte *a priori*. Enfin, la non-linéarité par rapport aux paramètres et la présence de variables anticipées et donc non observées, sont des difficultés supplémentaires.

Ce problème se résume à estimer sur un panel de I pays, indicés i , et sur une période de T années, indicées t , le système de I équations :

$$(7) f_i(y_{it}, y_{i,t-1}, x_{1i,t+1}^a, x_{2it}, x_{3it}; \alpha_i) = \varepsilon_{it};$$

$$i=1, \dots, I; t=2, \dots, T-1$$

I et T sont du même ordre, compris entre 10 et 25. y_{it} désigne la variable expliquée, les x_{jit} sont les variables explicatives, f_i est une fonction représentant le comportement étudié associé au pays i , et α_i sont les paramètres intervenant dans cette fonction. Certains de ces paramètres sont spécifiques au pays i , d'autres sont communs à plusieurs pays ou à la totalité d'entre eux. ε_{it} est le terme d'erreur d'espérance nulle⁽⁹⁾.

Les réponses

Nous faisons l'hypothèse que les erreurs d'une même date sont corrélées entre elles et notons par Ω , d'élément générique ω_{ij} , leur matrice de covariance. Ceci peut se justifier par le fait que les termes d'erreurs s'interprètent comme des chocs aléatoires heurtant les économies des différentes nations et que de tels chocs sont visiblement corrélés. Nous introduisons plus bas une structure dans cette corrélation, qui est nécessaire afin que l'estimation comporte suffisamment de degrés de liberté. Mais une structure du type de celle que proposent les modèles à erreurs composés nous semble trop stricte et trop pauvre pour notre besoin.

En revanche, nous supposons que les termes d'erreur sont temporellement indépendants. Une hypothèse plus raisonnable serait que le terme d'erreur suive un processus stationnaire, après éventuellement une différenciation de l'équation originale, ce qui est d'ailleurs le cas pour notre modèle de la première partie. L'estimation sous l'hypothèse que ce processus est autorégressif pour chaque pays ne serait pas très difficile (voir Kmenta, 1986, 1997). Mais nous jugeons préférable de prendre en compte cette possibilité en ajoutant simplement des variables explicatives et expliquées retardées. Ceci réduit le nombre de degrés de liberté dans l'estimation, mais n'introduit pas dans sa dynamique de contraintes *a priori* qui ont beaucoup

de chances d'être injustifiées⁽¹⁰⁾. Cependant cette procédure n'est pas une solution si le processus suivi par le terme d'erreur a une composante moyenne mobile, ce qui est d'ailleurs le cas pour notre modèle théorique⁽¹¹⁾. Nous n'avons pas pu traiter ce dernier cas, mais des tests que nous présentons plus bas semblent montrer que cette lacune n'a pas de conséquence grave.

Si les variables explicatives étaient toutes prédéterminées, c'est-à-dire si ε_{it} était indépendant des variables explicatives contemporaines et passées, et si les fonctions f_i avaient la propriété que le système (7) puisse être réécrit :

$$(8) y_{it} = g_i(y_{i,t-1}, x_{1i,t+1}^a, x_{2it}, x_{3it}; \alpha_i) + \varepsilon_{it};$$

$$i=1, \dots, I; t=2, \dots, T-1$$

celui-ci pourrait être estimé aisément par les moindres carrés non linéaires généralisés.

Toutefois, dans un souci de généralité, nous préférons supposer que la variable x_{2it} est prédéterminée mais que la variable x_{3it} ne l'est pas. Cette endogénéité de x_{3it} constitue une source de non convergence de ces estimateurs. De plus, la variable $x_{1i,t+1}^a$ désigne la prévision à la date t de la variable x_{1i} pour la date $t+1$. Elle n'est pas observée et, conformément à la suggestion de Wickens (1981), nous la remplaçons par son observation à la date $t+1$: $x_{1i,t+1}$. Nous introduisons ainsi une erreur supplémentaire dans l'équation, qui porte sur la prévision d'une variable explicative future⁽¹²⁾. Le modèle que l'on cherche alors à estimer est à erreur sur les variables et, dans ce cas, la méthode des moindres carrés généralisés conduit à des estimateurs non convergents.

La solution pour surmonter ces difficultés est d'affecter à chaque équation nationale un ensemble de variables instrumentales. Par exemple, si la variable anticipée est prédéterminée, les instruments naturels pour l'équation relative au pays i sont $y_{i,t-2}, x_{1it}, x_{2it}$ et $x_{3i,t-1}$. Nous supposons par la suite que ces instruments sont au nombre de n . Ensuite, nous utilisons une méthode de GMM en deux étapes, présentée en détail dans l'annexe 1.

Une difficulté supplémentaire est que l'estimation de la matrice de covariance Ω du système d'équation est très imprécise : on observe $\hat{\varepsilon}_{it}$ pour $t=2, \dots, T-1$, soit $T-2$ observations. Or I est de l'ordre de $T-2$. Cette matrice est donc presque singulière, voire singulière si le nombre d'observations est inférieur à celui de pays. L'analyse factorielle permet de structurer cette matrice, donc les liens entre les chocs heurtant les différents pays, et ce d'une façon qui apparaît naturelle pour l'économiste. La présentation de cette méthode en annexe 2 est inspirée de Doz (1998, pages 85-161) qui en donne une exposition simple et rigoureuse.

Il serait possible de compléter l'analyse factorielle de la matrice de covariance des erreurs sur les équations de chaque pays, par une estimation des facteurs, ce qui poserait d'ailleurs un problème d'identification. On pourrait aussi rechercher une interprétation économique de ces facteurs. Ceci est cependant en dehors du sujet de notre article.

Les principes des tests

Deux types de tests sont importants et faciles à mener :

a) *Le test des restrictions de suridentification d'Hansen.* Si le modèle et le choix des variables instrumentales sont valides, la fonction objectif de la deuxième étape des GMM :

$(\mathbf{1}'\hat{\mathbf{V}}\Phi^{-1}\hat{\mathbf{V}}'\mathbf{1})/(T-2)$, où le circonflexe se rapporte aux valeurs estimées, suit asymptotiquement un χ^2 à s degrés de liberté⁽¹³⁾.

b) *Le test de contraintes sur les paramètres et notamment d'égalités de ceux-ci entre les pays.* Si on représente par un circonflexe les résultats de l'estimation du modèle non contraint, et par un tilda le résultat de l'estimation du modèle contraint par r égalités, alors la statistique du rapport de vraisemblance :

$LR = (\mathbf{1}'\tilde{\mathbf{V}}\tilde{\Phi}^{-1}\tilde{\mathbf{V}}'\mathbf{1} - \mathbf{1}'\hat{\mathbf{V}}\hat{\Phi}^{-1}\hat{\mathbf{V}}'\mathbf{1})/(T-2)$, suit aussi asymptotiquement un χ^2 à r degrés de liberté⁽¹⁴⁾. Quand le test a une p -value inférieur à 5 %, on rejette l'hypothèse nulle (*i.e.* le modèle le plus contraint). Une particularité de la formule est d'utiliser les deux fois l'estimation de Φ obtenue à la dernière étape des GMM appliquée au modèle contraint. L'estimation du modèle non contraint est alors très simple et s'effectue en une étape. Dans le cas où le modèle non contraint est juste identifié, les statistiques de ces deux tests sont numériquement égales à celle du test de suridentification d'Hansen (pour une même valeur de la matrice Φ bien sûr).

Pour tester l'identité ou la différence de chaque paramètre entre les pays nous avons choisi de procéder du général au particulier. Dans une première série d'hypothèses nulles, on suppose que tous les coefficients du modèle, sauf un, diffèrent selon le pays. Puis on passe à deux coefficients communs à tous les pays, et ainsi de suite jusqu'à ce que les tests nous contraignent à arrêter⁽¹⁵⁾. Dans cette succession de tests emboîtés nous utilisons toujours les mêmes variables instrumentales.

Nous présentons dans l'encadré la stratégie retenue dans le cas d'une équation comprenant trois paramètres à estimer : a_i , b_i et c_i .

Nous retenons la constante, et l'ensemble des variables expliquée et explicatives en niveau, retardées de trois périodes comme instruments. En effet, les variables explicatives, et donc

indirectement la variable expliquée, interviennent dans l'équation avec un retard de deux périodes. Il y a donc six variables instrumentales par pays, soit un total de : $1+5 \times 16=81$ instruments. En retenir davantage augmenterait le nombre de degrés de liberté, mais accroîtrait le risque de biais de petit échantillon. Un problème supplémentaire est que cela conduirait à de mauvais tests de suridentification d'Hansen.

Résultats de l'estimation et des tests

Dans le cas particulier de notre équation de salaires, nous avons été confrontés à un problème particulier : les algorithmes d'estimation par les GMM ne convergent pas quand tous les paramètres, ou tous les paramètres sauf un, peuvent prendre des valeurs différentes selon les pays. Ceci est probablement dû au fait que le nombre de degrés de liberté de l'estimation est alors excessivement bas. Dans ce cas, même si les algorithmes d'estimation convergeaient, les résultats obtenus seraient probablement trop fragiles pour constituer un bon départ d'estimation. Nous commençons notre stratégie de tests emboîtés en supposant au début que, sous l'hypothèse alternative, deux paramètres ont une valeur commune pour tous les pays, et que sous l'hypothèse nulle un paramètre de plus est commun à tous les pays. Cette démarche empêche l'examen des cas où le nombre de paramètres spécifiques serait de quatre ou cinq. Mais comme *in fine* on retiendra un nombre plus petit de paramètres dont les valeurs diffèrent avec le pays, ce défaut ne semble pas très gênant. Au terme du processus de test emboîtés, la spécification retenue est celle où chaque paramètre a la même valeur, quel que soit le pays⁽¹⁶⁾.

Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 1. Ils sont décevants à plusieurs égards. En particulier, q est supérieur à 1 (même si un test ne rejette pas son égalité à 1) et surtout le taux de chômage n'est pas significatif. Ces conclusions peu convaincantes peuvent contaminer les autres résultats et laisser un doute sur le fait que les paramètres structurels auraient les mêmes valeurs dans tous les pays. Cela nous a menés à reconduire nos estimations en retenant le taux d'emploi (calculé sur les personnes dont l'âge est compris entre 15 et 64 ans) comme indicateur des tensions sur le marché du travail. On considère en effet fréquemment que le taux d'emploi est un meilleur indicateur. En particulier, il permet de prendre en compte les chômeurs découragés qui se retirent du marché du travail mais seraient prêts à travailler si on leur offrait un emploi, dont la part peut varier de façon importante au cours du cycle économique et est significativement différente entre pays. Il prend aussi en compte d'autres catégories de personnes qui sortent du chômage sans rentrer dans l'emploi (via

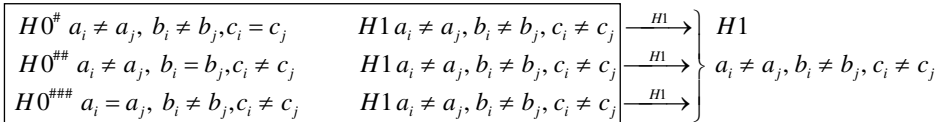
Encadré : stratégie de tests emboîtés d'identité ou de différence des paramètres entre pays

Nous nous plaçons dans le cas où l'équation du pays i comprend trois paramètres à estimer : a_i , b_i et c_i . Les hypothèses que nous testons concernent l'égalité des valeurs que prend l'un de ces paramètres sur la totalité des pays (ce qui est noté par exemple : $c_i = c_j$), contre l'alternative que ce paramètre prend des valeurs différentes dans chacun des pays ($c_i \neq c_j$). Pour que l'hypothèse nulle soit retenue, nous exigeons que le test du rapport de vraisemblance contre l'hypothèse alternative et le test de Hansen sous l'hypothèse nulle aient tous deux une p -valeur supérieure à 5%. La stratégie de tests imbriqués est représentée dans les diagrammes suivants. À chaque étape d'une série de tests, une hypothèse nulle est retenue, si elle n'est pas rejetée contre aucune des hypothèses alternatives qui lui est associée. Si, pour une hypothèse alternative donnée, une des hypothèses nulles qui lui sont associées n'est pas rejetée, cette hypothèse alternative n'est pas retenue. Ce second critère peut être critiqué. En effet, une hypothèse alternative H1 peut conduire au non rejet de l'hypothèse nulle H0, mais H0 est rejeté relativement à une autre hypothèse alternative H1'. En rejetant H1, nous supposons implicitement que cette hypothèse contient des incorrections qui ne figurent pas dans H1'.

À la fin de la succession de tests imbriqués, il est possible que plusieurs configurations d'égalités et de différences de paramètres entre pays aient été retenues. On peut essayer de trancher entre elles par des tests non emboîtés, du type test J (voir Davidson et MacKinnon (1993), chapitre 11), ou par des arguments économiques.

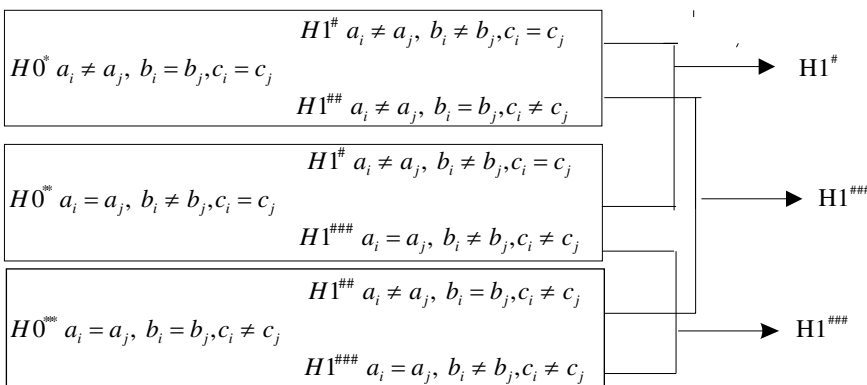
Première étape

L'hypothèse alternative H1 est que chacun des trois paramètres diffère entre les pays. Les trois hypothèses nulles H0#, H0## et H0### sont que l'un de ces paramètres prend la même valeur dans l'ensemble des pays. Si les tests de ces hypothèses nulles les rejettent toutes les trois, on retient l'hypothèse alternative H1. Sinon on passe à la seconde étape.



Deuxième étape

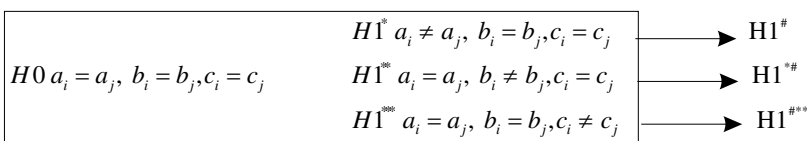
Dans le diagramme, nous supposons que les trois hypothèses nulles de l'étape précédente n'ont pas été rejetées, et constituent autant d'hypothèses alternatives notées maintenant H1#, H1## et H1###. Dans le cas contraire certaines de ces hypothèses alternatives n'ont pas à figurer dans le diagramme. Chaque hypothèse alternative considère que deux paramètres prennent des valeurs différentes avec les pays. Il lui est relié deux hypothèses nulles, où seul un de ces paramètres varie avec le pays. Les hypothèses nulles possibles sont au nombre de trois : H0*, H0** et H0***. Chacune d'entre elles est attachée à deux hypothèses alternatives.



Troisième étape

Le diagramme correspond au cas où les trois hypothèses nulles de l'étape précédente n'ont pas été rejetées. Alors elle deviennent maintenant autant d'hypothèses alternatives notées H1*, H1** et H1***. Il n'y a plus maintenant qu'une hypothèse nulle, H0, correspondant au cas où les trois paramètres prennent les mêmes valeurs dans tous les pays. Si H0 est rejeté contre une ou plusieurs hypothèses alternatives, on retient cette (ces) hypothèse(s). Sinon on retient l'hypothèse nulle H0.

Dans cette succession de tests emboîtés, afin de déterminer si les différents paramètres changent ou non avec les pays, nous utilisons toujours les mêmes variables instrumentales.



les systèmes de formation) ou encore les jeunes qui prolongent la durée de leurs études faute de perspectives d'emploi. De même, les personnes qui sortent de l'emploi sans entrer dans le chômage, *via* notamment les système de préretraite ou de formation, sont prises en comptes.

Dans ce cas, le modèle retenu, au terme de la procédure de tests emboîtés, est un modèle dans lequel le taux d'emploi et la productivité ont des effets spécifiques dans chaque pays (tableau 2). Ce modèle n'est pas rejeté contre des modèles plus libres (*p-values* de 5,5 à 20%⁽¹⁷⁾). Des modèles plus contraints sont rejetés contre ce modèle (*p-values* de l'ordre de seulement 1 %), ce qui nous conduit à ne pas les retenir. Nous avons également testé si les coefficients des taux d'emploi ou de la productivité prenaient une même valeur pour l'ensemble des pays membres de l'UEM. Ces hypothèses ont été rejetées.

Tableau 1 : résultats de l'estimation avec le taux de chômage comme indicateur des tensions sur le marché du travail

	Coeff	Student
w1	0,60	33
r	0,28	3,0
w2	0,32	8,1
w3	-0,004	-0,9
q	1,1	4,5

p-value du test de Hansen 30%.

Les paramètres communs ont le signe attendu et des valeurs raisonnables. En premier lieu, nous obtenons une valeur de *r* égale à 0,4, ce qui signifie que seulement 25% des contrats de salaire expirent l'année où ils sont signés. Les prix futurs anticipés jouent modérément dans le prix servant de référence aux contrats les plus longs (30% contre 70% pour les prix courants). L'élasticité du coût du travail par rapport au coin salarial w_2 est égale à 0,16. Cela implique qu'une élévation des cotisations sociales employeurs ou employés ne conduit qu'à une faible hausse du coût du travail et est principalement supportée par les employés dont le salaire net baisse. Nous retrouvons ainsi un résultat déjà obtenu pour la France par Cotis et Loufir (1990).

La productivité a une influence positive et significative sur la formation des salaires dans tous les pays, sauf en Grèce et en Espagne (où elle négative mais non significative) et au Portugal (où elle est positive mais non significative). Parmi les pays de la zone Euro, on note que les chocs de productivité sont faiblement répercutés sur le coût salarial en France, en Italie et au Pays-Bas, plus nettement en Allemagne, en Finlande et surtout en Autriche. Les États-Unis et le Japon ne se distinguent pas de la moyenne de la zone euro, le Royaume-Uni est caractérisé par une répercussion plus forte.

L'impact du taux d'emploi est très significatif en Italie, au Royaume Uni, aux Pays-Bas, en Autriche, en Grèce et en Allemagne, faiblement significatif en France. On retrouve une nouvelle fois une flexibilité salariale élevée en Italie (Layard, Nickell et Jackman, 1991 ; Tyrvaïnen, 1995 ; Mc Morrow, 1996 ; Sinclair et Horsewood, 1997 ; Roeger et In't Veld, 1997, Cadiou, Guichard et Maurel, 1999). Le résultat pour le Royaume-Uni diffère de ceux de la littérature empirique existante, où le salaire réel est généralement considéré comme peu flexible. De même l'Allemagne apparaît comme l'un des pays les plus flexibles de la zone euro, alors qu'elle est généralement considérée comme étant dans une position intermédiaire. En Grèce, cette flexibilité est particulièrement forte, ce qui doit masquer un problème dans l'équation.

Il est plus traditionnel de mesurer la flexibilité salariale par l'élasticité du coût du travail par rapport au taux de chômage et non par rapport au taux d'emploi. Cette élasticité pour le pays *i*, *toutes choses égales par ailleurs*, est égale à $-w_{3i}\bar{u}_i$, où \bar{u}_i est le taux de chômage moyen pour le pays étudié. Dans le cas où on retient le taux d'emploi comme indicateur des tensions sur le marché du travail, on peut faire ce calcul sous l'hypothèse de travail que les taux de participation sont stables. Le résultat de ce calcul est représenté dans la troisième colonne du tableau 2. Les ordres de grandeurs semblent raisonnables au regard par exemple des résultats obtenus par Blanchflower et Oswald (1995) sur des panels d'individus au sein de chaque pays (à savoir des élasticités du coût du travail par rapport au taux de chômage proche de -0,1 dans la plupart des pays)⁽¹⁸⁾.

Le taux d'emploi n'a pas d'impact significatif sur l'évolution du salaire en Belgique, au Canada, en Suède, en Irlande et aux États-Unis. Dans ce dernier pays, les flux de main-d'œuvre entre États sont importants et très sensibles aux conditions locales du marché du travail (Blanchard et Katz, 1992). Ainsi, le taux d'emploi moyen sur le pays est un indicateur peu significatif, qui n'influence que faiblement le salaire moyen (Thomas, 1994). Il est en outre important de noter que les deux marchés du travail les plus libéraux (États-Unis et Royaume-Uni) présentent des degrés de flexibilité opposés alors que les marchés du travail allemand et italien, réputés moins libéraux, présentent un degré de flexibilité élevé, proche du Royaume-Uni.

Enfin, en Finlande et surtout en Espagne, l'impact des tensions sur le marché du travail est significativement négatif. Dans ces deux cas, des éléments d'explications, liés aux particularités du marché du travail ou de la conjoncture économique, peuvent être apportés.

Tout d'abord la Finlande a connu un cycle économique très marqué à la fin des années quatre-vingt et au début des années quatre-vingt-dix. Après une période d'expansion

très rapide la Finlande connaît une grave crise financière et une récession profonde de 1990 à 1993 durant laquelle l'emploi baisse très fortement (le taux d'emploi baisse de 10 points et le taux de chômage passe de 4 à 20 % en 1994, avant de redescendre à plus de 10 %). Honkapohja et Koskela (1999) analysent cette récession et estiment sur données annuelles une équation de salaire voisine de la nôtre mais comprenant des variables supplémentaires. Ils obtiennent ainsi des résultats plus acceptables, mais sans doute assez fragiles par suite du peu de degrés de liberté de leur estimation. Ils n'examinent pas hélas la contribution de chacune des variables à l'explication de l'évolution du coût du travail, et notamment de sa rigidité face à la forte détérioration de l'emploi. La discussion qui suit leur article montre qu'il n'existe pas de réponse faisant l'objet d'un consensus à ce problème. Dans la mesure où le cycle économique des années quatre-vingt-dix est très particulier, nos résultats ne doivent pas être interprétés comme signifiant qu'à l'avenir le marché du travail finlandais réagira différemment des autres pays de la zone euro en cas de choc commun.

Le résultat que nous trouvons dans le cas espagnol est également obtenu par Franks (1994). Des estimations portant sur ce seul pays de 1976 à 1992 font apparaître un effet négatif et significatif de la productivité et positif (et significatif) du taux de chômage. L'interprétation de cet auteur est que ces résultats traduisent la très forte rigidité du marché du travail espagnol et sa profonde dualité. Les deux dernières décennies ont été marquées par une libéralisation du marché de l'emploi, principalement par l'introduction des contrats à durée déterminée. L'objectif de cette mesure était d'améliorer la flexibilité du marché du travail. En fait, ces contrats ont connu un vif succès et représentent aujourd'hui 30% de l'emploi. Toutefois, l'introduction de ces contrats, en réduisant le risque de se retrouver au chômage pour les salariés ayant un contrat à durée indéterminée, a augmenté le pouvoir de négociation de ces derniers⁽¹⁹⁾ et déconnecté ce pouvoir des valeurs prises par les taux de chômage ou d'emploi. Le pouvoir des *insiders*, particulièrement important sur la période d'estimation, explique vraisemblablement que l'accroissement des tensions sur le marché de l'emploi ne s'est pas traduite par une baisse des salaires réels. En revanche, la forte baisse du chômage au cours de ces dernières années n'a pas été accompagnée par une flambée des salaires. Le cas espagnol est donc plus problématique que le cas finlandais. Si elle perdure, la particularité du fonctionnement du marché du travail espagnol empêchera les salaires de fournir un mécanisme d'ajustement face à des chocs macro-économiques ; de plus, elle risque de conduire à une réaction très différente des autres pays de la zone euro en cas de choc commun.

Les estimations ont été reconduites en contraignant les coefficients qui avaient le mauvais signe à zéro. Ils sont également présentés dans le tableau 2. Cela ne change pas beaucoup les résultats précédents.

Tableau 2 : résultats de l'estimation avec le taux d'emploi comme indicateur des tensions sur le marché du travail

	Estimation non contrainte		$-w_{3i} \bar{u}_i$	Estimation où les coefficients non-significatifs ont été contraints à 0	
	Coefficient	Student		Coefficient	Student
Paramètres communs					
Q	0,69	5,66		0,53	5,59
R	0,43	5,08		0,49	7,35
$W2$	0,16	2,46		0,24	5,20
W1					
Autriche	0,75	9,09		0,61	8,71
Belgique	0,46	2,36		0,52	2,89
Canada	0,89	9,72		0,81	11,47
Finlande	0,66	17,70		0,67	19,91
France	0,36	3,51		0,37	4,17
Allemagne	0,57	6,25		0,49	5,86
Grèce	-1,22	-1,54		0	Const
Irlande	0,61	5,63		0,67	6,85
Italie	0,27	2,83		0,38	5,15
Japon	0,51	4,16		0,39	3,34
Pays-Bas	0,29	1,98		0,18	1,19
Portugal	0,19	0,86		0,31	1,49
Espagne	-0,08	-0,35		0	Const
Suède	0,54	2,20		0,53	2,31
Royaume-Uni	0,91	4,97		1,03	5,79
États-Unis	0,62	2,37		0,75	2,7

W3					
Autriche	2,16	6,42	-0,11	1,86	6,07
Belgique	0,41	1,00	-0,05	0,51	1,34
Canada	-0,57	-0,96	0,06	0	Const
Finlande	-0,12	-1,85	0,01	0	Const
France	0,48	1,50	-0,05	0,60	2,12
Allemagne	0,80	3,53	-0,06	0,77	3,82
Grèce	4,00	2,20	-0,33	5,87	3,84
Irlande	0,03	0,19	0	0	Const
Italie	0,70	3,28	-0,07	1,00	5,35
Japon	0,46	1,30	-0,01	0,52	1,52
Pays-Bas	0,64	4,05	-0,05	0,42	2,53
Portugal	-0,42	-1,30	0,03	0	Const
Espagne	-0,84	-2,94	0,16	0	Const
Suède	0,09	0,30	0	0,09	0,32
Royaume-Uni	0,98	4,19	-0,09	0,94	4,23
États-Unis	0,06	0,21	0	0	Const.

p - valeur du test de Hansen 8%.

Conclusion

La comparaison des résultats de l'estimation des comportements de salaires dans les pays industrialisés fait apparaître un certain nombre de points communs (durée moyenne des contrats, rigidité nominale, effet du coin salarial). Les principales différences résident dans l'impact des tensions sur le marché du travail (taux d'emploi) et de la productivité. Pour autant, il ne semble pas y avoir de liens simples entre ces différences et les caractéristiques institutionnelles des pays. À première vue, à quelques exceptions près, ces différences semblent insuffisamment importantes pour conduire à des ajustements macro-économiques très différents entre pays. Pour véritablement conclure sur ce point, il faudrait intégrer les hétérogénéités des comportements de fixation des salaires dans un modèle macro-économique multinational complet, ce qui dépasse largement l'objet de ce papier.

Notes

(1) Ils peuvent aussi être relativement courts, puisqu'un contrat signé au dernier trimestre de l'année t et expirant au premier trimestre de l'année suivante entre dans cette catégorie. En moyenne, ils ont toutefois une durée plus longue que les premiers.

(2) Voir notamment Layard, Nickel et Jackman (1991), Blanchflower et Oswald (1994), Pissarides (1998).

(3) Comme on le verra plus loin, le taux de chômage nous semble être un indicateur insatisfaisant des tensions sur le marché du travail. Nous le remplacerons par le taux d'emploi.

(4) Il serait plus en accord avec les pratiques comptables de calculer une moyenne arithmétique des coûts du travail contractés, au lieu d'une moyenne géométrique. Ce mode de calcul différent peut avoir des conséquences sur les premières années de l'estimation, où l'inflation était forte dans la plupart des pays. Aussi, nous avons refait une partie de nos estimations sous cette condition. Les résultats n'ont presque pas été changés.

(5) Dans la nouvelle équation ainsi spécifiée, le terme d'erreur suit un *ARMA* d'ordre probablement assez faible. D'autre part, il aurait été plus rigoureux de faire des tests de non cointégration des variables de l'équation (6), ce qui n'aurait été possible, par suite du faible nombre d'années retenues, qu'en exploitant la dimension panel. De tels tests, qui n'ont été développés que récemment, nous ont semblé inutiles compte tenu des constatations précédentes.

(6) Quand on travaille sur un seul pays avec des données trimestrielles, le nombre d'observations est certes multiplié par quatre. Mais si cela nous apporte une information précieuse pour la dynamique de court terme, ce n'est pas d'un apport considérable pour l'estimation des paramètres de long terme, qui sont en général ceux qui intéressent le plus l'économiste (élasticité du salaire au chômage ou au coin salarial). D'autre part, les données trimestrielles dont l'économètre dispose sont le plus souvent désaisonnalisées. Cela en réduit le contenu informatif, mais plus problématique encore est la source de biais notables dans l'estimation de l'équation et les tests qui s'y rapportent (voir par exemple Hendry, 1995, p. 559-565).

(7) Deux pays de l'Union Européenne sont absents de notre base de données, le Danemark et le Luxembourg, parce que les données nécessaires à notre estimation n'étaient pas toutes disponibles. La méthode d'estimation, développée dans la section 2 et appliquée à l'équation des salaires, a été programmée sous TSP 4.4 et le programme commenté en détails est disponible auprès des auteurs.

(8) Voir par exemple l'excellent manuel de Baltagi (1995).

(9) Notre problème est assez différent de celui de Pesaran et Smith (1995). Nous estimons directement les différentes valeurs que prend éventuellement un même paramètre dans les divers pays, sans hypothèse supplémentaire. Pour Pesaran et Smith, ces écarts sont aléatoires et ils estiment l'espérance et la variance d'un même coefficient sur l'ensemble des pays. Ils pourraient aussi calculer dans ce cadre la prévision optimale des valeurs de ces coefficients pour les différents pays. Ainsi, pour utiliser la terminologie de l'économétrie des panels, notre logique est celle des modèles à effets fixes, et la logique de Pesaran et Smith est celle des modèles à erreurs composées. Cette dernière conduit à des estimations plus précises, si les hypothèses plus fortes qu'elle nécessite sont vérifiées. Une

extension très intéressante de l'approche de Pesaran et Smith, avec une application, est donnée par Li, Maddala et Trost (1996).

(10) Notre expérience avec les tests de racine commune (COMFAC) est qu'ils conduisent dans la quasi totalité des cas au rejet de l'hypothèse nulle.

(11) L'approximation d'une moyenne mobile par l'adjonction de variables retardées dans l'équation ne serait possible que si nous introduisions un nombre très élevé de retards, ce qui rendrait l'estimation impossible ou imprécise. La méthode des GMM, que nous présentons dans l'annexe 1, traite habituellement ce cas en remplaçant dans la définition de Φ la covariance empirique du vecteur V_t par une moyenne pondérée de ses autocovariances empiriques pour les retards et les avances les plus proches, en utilisant par exemple une méthode introduite par Newey et West. La difficulté est que nous devons alors estimer les autocovariances associées des erreurs du système d'équation (7), soit plusieurs matrices de format (I, I) sur un échantillon de taille $T - 2$. Comme T est de l'ordre de I , ces estimations ne peuvent être que très imprécises et la méthode des GMM apparaît alors peu fiable. Nous développons dans l'annexe 2 un moyen pratique, fondé sur l'analyse factorielle, pour surmonter cette difficulté pour le cas de la covariance des erreurs. Mais nous n'avons pas trouvé de moyen pour adapter cette méthode aux autocovariances.

(12) Et qui donc suit une différence de martingale, indépendante des variables explicatives et expliquées à la date et aux dates antérieures.

(13) s est l'écart entre le nombre d'instruments et de paramètres (voir annexe 1).

(14) Une autre solution aurait été d'utiliser un test de Lagrange : $LM = t'V\Phi^{-1}\Delta(\Delta'\Phi^{-1}\Delta)^{-1}\Delta'\Phi^{-1}Vt / (T - 2)$, où Δ est la matrice des dérivées partielles de $Vt / (T - 2)$ par rapport aux paramètres du système d'équations non contraintes. Sous l'hypothèse nulle, LM suit un χ^2 à r degrés de liberté, où r est le nombre de contraintes testées sur les paramètres. Cependant, un test du rapport de vraisemblance nous semble un peu plus facile à mettre en œuvre.

(15) Turner et Seghezza (1999) répondent d'une manière un peu différente à ce problème. D'abord les équations sont estimées pays par pays en testant les ruptures de manière systématique. Des variables muettes correspondant à ces ruptures sont ensuite introduites dans les équations. Finalement, celles-ci sont estimées simultanément sur l'ensemble des pays, et des tests d'égalité des différents paramètres entre les pays sont effectués de façon systématique. Pour être plus précis considérons un paramètre. Les auteurs commencent par supposer qu'il prend des valeurs différentes pour chaque pays et testent l'égalité de cette valeur pour les deux pays situés le plus près de la moyenne par un test de Wald. Puis s'ils retiennent cette égalité, ils refont leur estimation sous cette contrainte et ils testent l'égalité à la valeur commune aux deux pays de la valeur la plus proche d'un autre pays, et ainsi de suite.

(16) Pour éviter les biais dus à l'incapacité d'estimer certains modèles, on a testé ce modèle contre tous les modèles où un seul coefficient était spécifique. L'hypothèse nulle (tous les paramètres sont communs) n'est jamais rejetée.

(17) Lorsqu'on teste ce modèle contre l'hypothèse alternative qu'un coefficient supplémentaire doit être relâché pour un seul pays, il n'est fortement rejeté que dans le cas de q aux

Pays-Bas (p -value de 0,6%) ; mais la valeur élevée du coefficient obtenu nous a conduit à négliger ce résultat.

(18) La hiérarchie des pays apparaît relativement différente de celle de Blanchflower et Oswald (la diversité des périodes d'estimation retenues dans cette étude rend de toute façon délicat le classement des coefficients obtenus).

(19) Voir Bentolila et Dolado (1994).

(20) Pour le calcul de Φ on pourrait penser obtenir des estimateurs des paramètres et de leur matrice de covariance robustes à l'hétéroscédasticité en remplaçant dans la seconde étape, pour le calcul de Φ , $\hat{\omega}_{ij}W_i'W_j / (T - 2)$ par $\sum_{t=2}^{T-2} W_{it}'\hat{\varepsilon}_{it}\hat{\varepsilon}_{jt}W_{jt} / (T - 2)$. Le problème est que ce nouvel

estimateur de Φ est la somme de $T - 2$ matrices de dimensions (In, In) , mais de rang 1. En effet la matrice indexée t est le produit du vecteur colonne V_t' par son transposé. En conséquence le rang de l'estimateur de Φ est au plus égal à $T - 2$. Pour la plupart des applications il sera inférieur à In et la matrice Φ sera une matrice singulière donc non invertible. Il ne semble donc pas possible de construire des estimateurs robustes à l'hétéroscédasticité pour notre problème.

(21) *diag* signifie matrice diagonale dont les éléments diagonaux suivent.

(22) U désigne la matrice unité, qui est ici de dimension (f, f) .

(23) La matrice de covariance empirique A et son approximation estimée $\hat{\Omega}$ ont la même diagonale. Cela est dû à ce que la représentation factorielle n'altère pas les variances mais simplifie la structure des covariances en supposant qu'elle résulte d'un petit nombre de facteurs communs.

Bibliographie

- Baltagi B. H. (1995).** *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Barrell R., Pain N. et Young G. (1994).** "Structural Differences in European Labour Markets", in *The UK Labour Market: Comparative Aspects and Institutional Developments*, Barrell, R., ed., Cambridge, p. 214-257.
- Bentolila S. et Dolado G. (1994).** "Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain", *Economic Policy*, 9 (18). avril, p. 53-99.
- Blanchard O. et Katz L. (1992).** "Regional Evolutions" *Brookings Papers on Economic Activity* n°1, pages 1-61.
- Blanchflower D. et Oswald A. (1994).** *The Wage Curve*, The MIT Press.
- Blanchflower D. et Oswald A. (1995).** "An introduction to the Wage Curve" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9 n°3.
- Cadiou L. et Guichard S. (1999).** "La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l'union monétaire? Partie I : la diversité des marchés du travail dans les pays de l'union européenne", *Document de travail du CEPII*, n°99-10.
- Cadiou L., Guichard S. et Maurel M. (1999).** "La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l'union monétaire? Partie II Les implications macro-économiques de la diversité des marchés du travail", *Document de travail du CEPII*, n°99-11.
- Cotis J.-P. et Loufir R. (1990).** "Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sur le coût du travail", *Economie et Prévision*, n° 92-93, p. 97-110.
- Davidson R. et MacKinnon J. G. (1993).** *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- Doz C. (1998).** "Econométrie des modèles à facteurs dynamiques et exemples d'application en macroéconomie", *Thèse de sciences économiques à l'Université Paris IX Dauphine*, 12 mai.
- Franks J. (1994).** "Explaining Unemployment in Spain: Structural Change, Cyclical Fluctuations, and Labor Market Rigidities", *IMF working paper*, n°94/102, septembre.
- Hendry D. (1995).** *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Honkapohja S. et Koskela E. (1999).** "Finland's Depression", *Economic Policy* 29, p. 399-436.
- Kmenta J. (1986-1997).** *Elements of Econometrics*, 2nd edition, The University of Michigan Press, Ann Arbor.
- Layard R., S. Nickell et R. Jackman (1991).** *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Li H., G. S. Maddala et Trost R. P. (1996).** "Estimation des élasticités de court et de long termes de la demande d'électricité sur données de panel à partir d'estimateurs à rétrécisseurs", *Economie et Prévision*, n°126, pp. 127-141.
- OCDE (1994).** *L'étude de l'OCDE sur l'emploi : données et explications*, Partie II, Paris
- McMorrow K. (1996).** "The Wage Formation Process and Labor Market Flexibility in The Community, the US and Japan", *European Commission Economic Paper*, n° 123, octobre.
- Pesaran H. et Smith R. (1995).** "Estimating Long-Run Relationships from Heterogenous Panels", *Journal of Econometrics* 68, p. 79-113.
- Pissarides C. (1998).** "The Impact of Employment Tax Cuts on Unemployment and Wages : the Role of Unemployment Benefits and Tax Structure", *European Economic Review*, n°42(1), janvier 1998, p. 155-83.
- Roeger W. et In'T Veld J. (1997).** "Quest II : A Multi Country Business Cycle and Growth Model", *European Commission Economic Paper*, n° 123, octobre
- Sinclair P. et Horsewood N. (1997).** "European Unemployment : Macroeconomic Aspects, Has the Phillips Curve Been Reborn.", *EUI Working Paper*, n°41.
- Thomas A. (1994).** "The Response of Wages and Labor Supply Movements to Employment Shocks Across Europe and the United States" *IMF working paper*, n°158.
- Tyrvaainen T. (1995).** "Real Wage Resistance and Unemployment : Multivariate Analysis of Cointegrating Relations in 10 OECD Countries" *OECD working paper*, n°135
- Turner D. et Segheza E. (1999).** "Testing for a Common OECD Phillips Curve", OCDE, *Economic Department Working Paper*, n° 219.
- Wickens W. R. (1982).** "The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations", *Review of Economic Studies* 49, p. 55.67.

Annexe 1 : estimation du système d'équations par les GMM

Notons par W_i la matrice des observations sur les instruments associés au pays i , dont la dimension est : $(T-2, n)$. Soit W_{it} sa ligne générique. Nous définissons alors : $V_i = (\varepsilon_{it}, W_{it}, \dots, \varepsilon_{it}, W_{it})$ le vecteur ligne de dimension In , et V la matrice dont la ligne générique est V_i et la dimension :

$(T-2, In)$. La condition des moments est :

$$(A1.1) EV_i = 0$$

On approxime les moments théoriques par les moments empiriques et on obtient :

$$(A1.2) V'v = 0$$

où v est un vecteur colonne constitué de 1, de dimension $T-2$. Cette condition ne peut pas être exactement vérifiée dans la plupart des cas, où le nombre total d'instruments est supérieur à celui de paramètres à estimer. L'écart entre le nombre d'instruments et celui de paramètres, noté s , est appelé le degré de suridentification de la méthode d'estimation. On cherche donc à minimiser la distance de $V'v$ à 0, en utilisant une matrice de distance A , de dimension : (In, In) , qui est symétrique, définie et positive. On minimise donc par rapport aux paramètres l'expression :

$$(A1.3) v'AVv$$

Le choix efficient de la matrice A est : $A = \Phi^{-1}$, avec :

$$\Phi = [1/(T-2)] \lim_{T \rightarrow \infty} pl(V'v)$$

où pl désigne la limite en probabilité. Nous avons supposé que les erreurs d'une même date ont pour matrice de covariance Ω , indépendant du temps (homoscédasticité temporelle), d'élément générique ω_{ij} . Alors Φ a pour bloc générique : $\omega_{ij} W_i' W_j / (T-2)$. Pour calculer A , on doit inverser cette matrice de dimension (In, In) ⁽²⁰⁾.

Pratiquement on opère en deux étapes. Dans la première on suppose que la matrice Ω est proportionnelle à la matrice unité. Alors A est la matrice diagonale par blocs, dont le bloc générique est : $(W_i' W_i)^{-1}$. On minimise le critère (A1.3) et l'on obtient ainsi une première valeur des paramètres et des résidus. On calcule ensuite un estimateur des ω_{ij} , notés $\hat{\omega}_{ij}$, comme la covariance empirique entre les résidus $\hat{\varepsilon}_{it}$ attachés au pays i et ceux $\hat{\varepsilon}_{jt}$ reliés au pays j . Dans la seconde étape on estime Φ par son bloc générique $\hat{\omega}_{ij} W_i' W_j / (T-2)$. On estime A par Φ^{-1} et on effectue la minimisation ci-dessus. La seconde étape peut être itérée.

La matrice de covariance des paramètres estimés (multipliée par $(T-2)^{1/2}$) est asymptotiquement égale à : $(\Delta' \Phi^{-1} \Delta)^{-1}$, où Δ est la matrice des dérivées partielles de $V'v / (T-2)$ par rapport aux paramètres.

Annexe 2 : estimation de la matrice de covariance

Dans cet encadré ε_t désigne le vecteur des termes d'erreur de l'ensemble des nations (de dimension I), pour : $t=2, \dots, T-1$. On ne distinguera pas ici le vecteur aléatoire, sa réalisation et son estimation. On fait les hypothèses suivantes en supposant f facteurs :

$$(A2.1) \varepsilon_t = \Lambda F_t + u_t,$$

avec :

F_t vecteur colonne de dimension f et u_t vecteur colonne de dimension I , aléatoires.

Λ matrice de dimension (I, f) certaine.

$$EF_t = Eu_t = 0, E(u_t u_t') = D = \text{diag}(d_1, \dots, d_f)^{22},$$

$$E(F_t F_t') = 0, \forall t, \tau$$

$$E(F_t F_t') = E(u_t u_t') = 0, \forall \tau, t \neq \tau, E(F_t F_t') = U(23),$$

On déduit alors :

$$(A2.2) \Omega = \Lambda \Lambda' + D$$

Au lieu d'estimer les $I(I+1)/2$ paramètres de Ω , on n'a plus besoin d'estimer que les $(f+1)I$ paramètres de Λ et D (en fait le gain n'est significatif que si le nombre de facteurs retenus est nettement inférieur à la moitié du nombre de pays). On peut établir que l'estimateur du maximum de vraisemblance de Λ et D , noté $\hat{\Lambda}$ et \hat{D} , est donné par les conditions :

$A = \sum_{t=2}^{T-1} (\varepsilon_t - m)(\varepsilon_t - m)' / (T-2)$, où m est le vecteur moyenne arithmétique des ε_t sur la période d'observation.

$1 + \gamma_1, \dots, 1 + \gamma_f$ sont les valeurs propres réelles positives et supposées distinctes de $\hat{A} \hat{D}^{-1}$, classées par valeurs décroissantes (en fait il faut que les f premiers γ_i soient positifs pour que le calcul soit possible), Γ est la matrice diagonale de dimension (f, f) de termes diagonaux $\gamma_1, \dots, \gamma_f$. Les f colonnes de $\hat{\Lambda}$ sont les f premiers vecteurs propres de $\hat{A} \hat{D}^{-1}$ (associés aux f plus grandes valeurs propres) qu'on norme pour vérifier la condition d'identification : $\Gamma = \hat{\Lambda} \hat{D}^{-1} \hat{\Lambda}$.

La procédure d'estimation est itérative. On fixe d'abord une valeur initiale pour \hat{D} : D_0 . On calcule alors les valeurs propres et les vecteurs propres de $\hat{A} D_0^{-1}$, et en conséquence Λ_0 . On calcule ensuite D_1 qui est la matrice diagonale dont les éléments diagonaux sont les mêmes que pour $A - \Lambda_0 \Lambda_0'$, et on recommence. Dans les applications, il s'avère que cette procédure converge facilement, bien qu'à notre connaissance il n'y ait pas de résultat mathématique établissant cette propriété. Des méthodes plus sophistiquées existent et sont présentées par Doz ⁽²⁴⁾.

Le choix de la valeur initiale D_0 est un problème supplémentaire. On note par R_i^2 le carré du coefficient de corrélation multiple entre la i ème composante de ε_t et les $I-1$ autres composantes, et par a_{ij} l'élément générique de la matrice A . Alors on choisit : $d_{i0} = a_{ii} (1 - R_i^2)$.

Une autre difficulté réside dans le choix du nombre de facteurs f à retenir. Une méthode simple est de calculer une matrice de la même dimension que A , dont les termes non diagonaux représentent les corrélations entre composantes du vecteur ε_t et dont les termes diagonaux sont les R_i^2 . On effectue alors une analyse en composante principale de cette matrice et on retient autant de facteurs qu'il existe de valeurs propres positives et non négligeables.

Ce test *a priori* suffit au début d'une succession d'itérations des GMM, où il n'est pas trop grave que la matrice Φ soit un peu inexacte. Cependant un test *a posteriori* de la validité du choix du nombre de facteurs, plus rigoureux, doit être effectué après la dernière étape des GMM. Ce test, du rapport de vraisemblance, a pour hypothèse nulle que le nombre de facteurs est égal à f . L'hypothèse alternative est qu'il n'existe pas de contrainte sur la matrice de covariance Ω . La statistique du test est :

$$(A2.3) \xi = -(T-2) \sum_{j=p+1}^L \ln(1 + \gamma_j)$$

Cette statistique suit asymptotiquement un χ^2 dont le nombre de degrés de liberté est : $[(I-p)^2 - (I+p)]/2$. Bartlett suggère de remplacer dans l'expression de ξ le nombre d'observations $T-2$ par : $T-2 - (2I+5) - 2p/3$, quand le nombre d'observations n'est pas très élevé, ce qui est le cas ici.

La méthodologie économétrique présentée dans la deuxième partie, et sa mise en œuvre dans la troisième partie, négligent toute dépendance intertemporelle des erreurs. Cette dépendance a deux conséquences défavorables. D'abord notre choix de variables instrumentales peut être injustifié, c'est-à-dire que la condition des moments (A1.1) de l'annexe 1 peut ne pas être vérifiée. Ensuite, notre choix de la matrice distance $A = \Phi^{-1}$ n'est plus efficient, et la matrice de covariance des paramètres estimés ainsi que la statistique de Hansen ne sont plus convenablement calculées. Pour les raisons que nous avons données dans la note 11, il nous semble difficile de trouver une solution satisfaisante au second problème. En revanche, en prenant comme variables instrumentales la variable expliquée et les variables explicatives du modèle, retardées de trois années, nous avons limité les conséquences du premier problème. Il reste encore à évaluer si le choix d'un retard de trois périodes pour les variables instrumentales est suffisant. Pour cela nous avons réestimé la dernière équation avec pour variables instrumentales la constante et les variables expliquée et explicatives retardées de 4 périodes. Nous avons alors calculé la statistique de Hansen et vérifié que sa *p-value* était élevée (elle est égale à 14,7%). Puis nous avons ajouté comme instrument la variable expliquée retardée de seulement 3 années. La *p-value* du test de Hansen reste élevée (19%). Nous avons alors calculé la différence des deux statistiques d'Hansen. Si le nouvel instrument est valide elle suit un χ^2 à 16 degrés de liberté (le nombre de variables supplémentaires multiplié par le nombre de pays). Nous obtenons alors une *p-value* de 51%. Il nous semble donc justifié d'utiliser la variable expliquée retardée de seulement trois périodes comme instrument.

Nous avons effectué le même test avec chaque variable explicative tour à tour, et nous avons obtenu chaque fois une *p-value* élevée (plus de 20%), sauf avec le prix P pour lequel la *p-value* est basse (0,04%). Une interprétation est que l'inertie nominale est plus longue que ce que suppose notre spécification. Ainsi l'équation (6) omettrait une variable prix retardée de deux années, et cela invaliderait notre choix du prix retardé de trois périodes comme instrument (on rappelle que l'équation estimée est la différence première de (6)). La justification théorique ou factuelle de la présence d'un prix retardé de deux ans pour expliquer la détermination du salaire moyen de l'année nous semble cependant difficile à établir.

Nous n'avons pas effectué ce test avec la totalité des variables simultanément. En effet dans ce cas le nombre d'instruments devient égal à 11 par pays, soit un total de : $1+10 \times 16 = 161$. Avec un nombre aussi élevé d'instruments, le test de Hansen donne des *p-values* très basses.