

Pourquoi les taux de chômage diffèrent en Europe

Michel HUSSON *

Les taux de chômage varient considérablement à l'intérieur de l'ensemble européen, aussi bien en niveau qu'en évolution. Rendre compte de ces différences est une tâche extrêmement difficile, mais aussi fascinante. Si on parvient, au moins en partie, à réaliser ce programme, alors il est possible d'en déduire des préconisations efficaces quant aux politiques les plus appropriées pour lutter contre le chômage et retourner au plein-emploi.

C'est dans cette thématique que se situe cet article. Il synthétise et prolonge les résultats d'un rapport (Husson, Jolivet, Meilland 1999). Son argumentation se déroule en deux temps. C'est la seconde partie qui propose une modélisation dont les résultats livrent quelques enseignements que l'on espère utiles. On y montre en particulier que les performances de croissance pèsent beaucoup plus que l'environnement institutionnel des marchés du travail. Le compromis social joue également mais sa porte d'entrée passe par une substitution capital-travail moins rapide, plutôt que par une modération salariale plus affirmée.

Avant de livrer ces résultats, la première partie examine la ligne d'interprétation dominante qui consiste à imputer les meilleures performances d'emploi à une plus grande flexibilité du marché du travail, elle-même condition de la modération salariale. Les résultats empiriques ne corroborent pas cette lecture en quelque sorte spontanée, et les modèles théoriques qui la sous-tendent font apparaître des problèmes de cohérence interne. Mais, comme ils restreignent *a priori* le domaine de l'investigation scientifique, il faut bien commencer par un retour critique sur l'obstacle qu'ils constituent.

* Chercheur à l'IRES

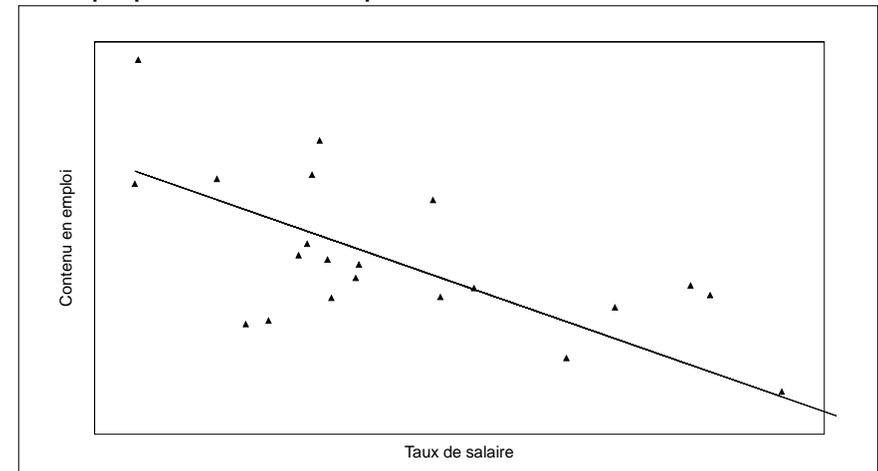
Première partie Les explications standard

Les fausses évidences de la modération salariale

Dans la vulgate de l'économie dominante, les différences de performance ne peuvent s'expliquer en dernier recours que par une inégale capacité de chaque pays à faire preuve de modération salariale. Ce schéma est d'autant plus attrayant qu'il s'appuie, dans ses versions les plus simplifiées, sur de simples corrélations graphiques qui semblent fournir une preuve sans appel aux affirmations avancées.

Ainsi, le graphique 1 fait apparaître une forte corrélation inverse entre la progression du taux de salaire réel et celle du contenu en emploi (nombre d'emplois par unité de produit). Les données de l'OCDE permettent de tester un modèle en coupe sur 20 pays, qui donne un bon coefficient de corrélation de 0,55.

Graphique 1. Contenu en emploi et taux de salaire. Evolutions 1980-1997



Devant une aussi belle liaison, il convient de se poser la question du sens de corrélation. Ne pourrait-on y voir une causalité inverse ? Le contenu en emploi n'est autre chose, en effet, que l'inverse de la productivité apparente du travail. Or, celle-ci est à son tour un argument d'évolution du salaire réel : même si la norme d'une part des salaires dans la valeur ajoutée constante ne joue plus comme avant, la progression relative du salaire réel n'est pas complètement déconnectée de celle de la productivité. On se trouve donc en situation de choisir entre deux lectures des mêmes faits stylisés :

a/ c'est dans les pays où le salaire a progressé le moins vite que le contenu en emploi a le plus augmenté ;

b/ c'est dans les pays où la productivité a augmenté le plus vite que la progression du salaire réel a été la plus importante.

Ces deux propositions ne semblent pas équivalentes, et pourtant elles correspondent au même type de corrélation, puisque le contenu en emploi est l'inverse de la productivité du travail. L'estimation économétrique de la liaison (productivité → salaire) est donc d'une qualité équivalente à celle de la liaison inverse (salaire → contenu en emploi). Elle établit que l'évolution relative du salaire réel dépend de celle de la productivité du travail. Le coefficient d'évolution est stable et voisin de 1/2, comme on a pu le vérifier par diverses procédures d'estimation (notamment en « empilant » les pays). Cela signifie que la moitié seulement des gains de productivité revient dorénavant aux salariés sous forme de progression du salaire réel. La norme salariale s'éloigne d'une règle « fordiste » selon laquelle le salaire réel croît comme la productivité mais n'a en somme cassé qu'à moitié (en moyenne) ce type de lien.

Ce constat conduit alors à se poser deux questions. La première est, encore une fois, celle du sens de causalité entre salaire et productivité. Mais il en est une autre, qui porte sur la meilleure manière de définir la notion de modération salariale. Or, ces deux questions sont étroitement liées, comme on peut le montrer sur un exemple stylisé de comparaison entre deux pays A et B. La productivité progresse nettement moins vite en A qu'en B (0,5 % contre 2 %). En A, le salaire augmente comme la productivité et la part salariale dans le PIB reste donc constante. En B, le salaire augmente comme la moitié de la productivité, ce qui conduit à une baisse de la part salariale (tableau 1).

Tableau 1. Modération salariale et faits stylisés

	Productivité	Salaire	Part salariale	PIB	Emploi
Pays A (Etats-Unis)	0,5	0,5	0,0	2,0	1,5
Pays B (Europe)	2,0	1,0	-1,0	2,0	0,0

En taux de croissance, on a les relations suivantes :
 Salaire - Productivité = Part des salaires dans le PIB
 Emploi = PIB - Productivité

Si l'on examine directement la progression salariale, on pourra dire que le pays A a fait preuve d'une modération salariale qui lui garantit une plus grande richesse en emploi de la croissance. Pour une croissance du PIB de 2 %, le pays A crée en effet 1,5 % d'emplois en plus par an. Il apparaît donc comme une « machine à créer des emplois ».

De son côté, le pays B a enregistré une croissance du salaire réel deux fois plus rapide qu'en A, mais cela entraîne un ralentissement plus rapide

du contenu en emploi de la croissance. C'est pourquoi une même croissance de 2 % ne conduit à aucune création d'emplois. Le pays B a donc manifesté clairement sa « préférence pour le salaire », au détriment de l'emploi.

Le paradoxe, qui n'est pas sans rappeler certaine comparaison Etats-Unis/Europe, est que le pays B (l'Europe) a, d'un certain point de vue, fait preuve d'une plus grande modération salariale, puisqu'il a réussi à faire reculer sa part salariale, contrairement au pays A (les Etats-Unis). L'élasticité du salaire à la productivité est égale en Europe à 1/2 alors qu'elle est égale à 1 aux Etats-Unis. La grande différence provient de la capacité des Etats-Unis à croître autant avec moins de productivité que les autres, et non d'une rigueur salariale supérieure si on évalue celle-ci par rapport à la distribution des gains de productivité.

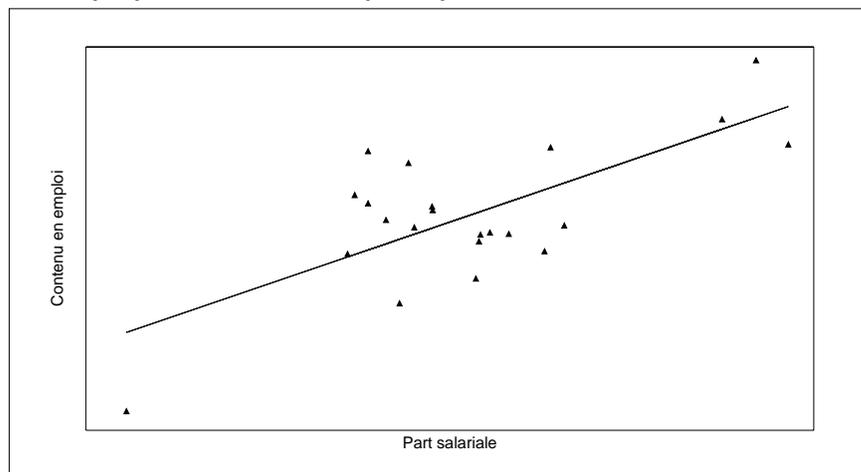
C'est d'ailleurs parfaitement conforme à la théorie établie de mesurer ainsi ce que Bruno et Sachs appelaient *wage gap* dans leur ouvrage de référence (1985). La part des salaires dans la valeur ajoutée représente un indicateur synthétique de la norme salariale dans la mesure où son évolution n'est *a priori* pas liée à celle de la productivité du travail (comme peut l'être le salaire réel). Il s'agit d'un ratio qui n'évolue que dans la mesure où l'élasticité du salaire à la productivité n'est pas unitaire. Si cette élasticité est inférieure à l'unité, la part des salaires baisse et il y a modération salariale. Dans le cas inverse, la part des salaires augmente et il y a dérapage salarial.

Chômage et profit vont de pair

Mais si l'on admet cette définition de la modération salariale, on aboutit à un nouveau résultat troublant qui est l'existence d'une autre liaison, positive cette fois et tout aussi nette (coefficient de corrélation de 0,51), entre le contenu en emploi et la part des salaires (graphique 2). Il y a donc là une contradiction : l'évolution du contenu en emploi est associée négativement à la progression du salaire réel, mais elle est en même temps corrélée positivement à celle de la part salariale. Autrement dit, la modération salariale, si on la repère par la baisse de la part salariale, va de pair avec une baisse du contenu en emploi. Bref, la modération salariale ainsi définie apparaît défavorable à l'emploi. Certes, salaire et productivité varient parallèlement, mais l'incomplétude de cette liaison rend compatibles le premier résultat (corrélation inverse entre salaire et emploi) et le second (corrélation positive entre part salariale et emploi).

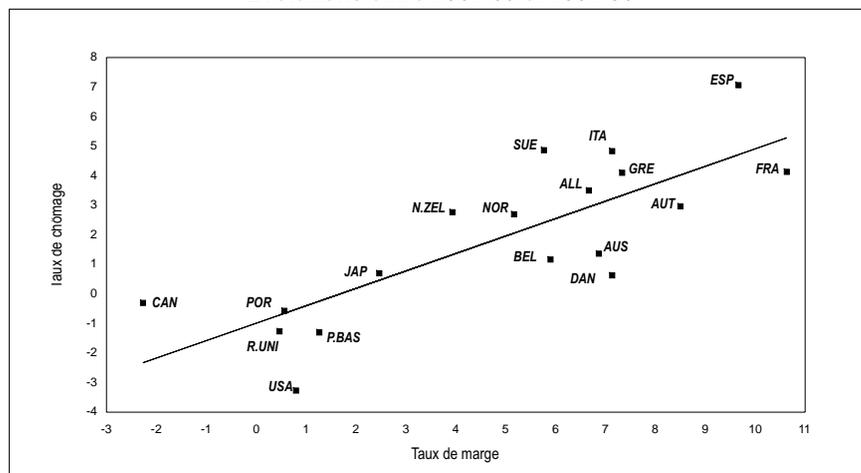
On peut même enfoncer le clou en montrant que cette corrélation est susceptible d'être directement étendue à la détermination du taux de chômage. Sur la même période, on obtient en effet une nouvelle corrélation qui porte sur un ensemble de 20 pays dont on a retiré les performances particulièrement atypiques de deux pays, la Finlande (où le chômage a explosé) et l'Irlande (où le profit a fait un bond en avant à taux de chômage constant).

Graphique 2. Contenu en emploi et part salariale. Evolutions 1980-1997



En laissant ces deux pays de côté - ce qui n'est pas absolument indispensable - on met en lumière une très nette corrélation entre rétablissement du profit et montée du chômage (graphique 3) que confirme solidement l'économétrie (coefficient de corrélation de 0,63). Les pays qui ont enregistré la plus forte progression du taux de chômage sur la période considérée sont également ceux qui ont fait preuve de la plus grande modération salariale mesurée par le rétablissement du taux de marge (qui équivaut à un recul de la part salariale).

Graphique 3. Taux de chômage et taux de marge. Evolutions entre 1981-83 et 1994-96



L'affectation des gains de productivité

Cette discussion conduit, avant d'envisager d'autres formes de modélisation, à examiner en détail les modalités de l'affectation des gains de productivité. Il s'agit là encore d'une décomposition comptable qui décrit *ex post* les phénomènes observés sans exclure des interactions entre leurs différentes composantes.

La progression des gains de productivité peut être affectée à trois grands usages :

- à la progression du salaire réel par tête
- à la réduction de la durée du travail
- au rétablissement du profit par baisse de la part des salaires.

Le tableau 2 rappelle les oppositions classiques entre Japon, Europe et Etats-Unis. Aux Etats-Unis, les gains de productivité disponibles sont moins élevés, et affectés intégralement au salaire réel. La progression du profit est minime et obtenue essentiellement par un allongement de la durée du travail. Cette configuration reste à peu près inchangée sur l'ensemble des périodes.

Au Japon, les gains de productivité horaire ont ralenti et rejoint le rythme de progression européen. Alors qu'une fraction importante de ces gains de productivité allaient au rétablissement du profit au cours des années quatre-vingt, les salariés japonais récupèrent dorénavant l'intégralité de ces gains, moitié sous forme de salaire, moitié sous forme de baisse du temps de travail.

L'Union européenne distribue très différemment ses gains de productivité. Un tiers environ est consacré au rétablissement du taux de profit, et le reste va aux salariés selon un dosage où la réduction du temps de travail occupe une place qui tend à se réduire.

Nous avons fait figurer dans le tableau 2 les pays du *Top4* (Danemark, Irlande, Norvège, Pays-Bas) qui ont réussi à baisser leur taux de chômage sur la dernière décennie. Auraient-ils fait preuve d'une particulière modération salariale pour obtenir ce résultat ? Il est facile de voir que non. Les pays du *Top4* bénéficient au cours de la dernière décennie, d'une productivité un peu meilleure qui accompagne leur différentiel de croissance. Bien qu'il soit moins prononcé que dans les années quatre-vingt, un net « effet Kaldor » peut être observé d'un pays à l'autre : le fait d'obtenir une croissance plus élevée permet de dégager des gains de productivité plus élevés. Ce surcroît de productivité se traduit par une croissance du salaire réel et par une réduction du temps de travail un peu plus rapides, de 0,2 point dans les deux cas. La restauration du profit est du même ordre de grandeur et, de manière générale, les pays du *Top4* ne se distinguent pas de manière tranchée sur ce point.

Tableau 2. L'affectation des gains de productivité 1990-98

	Productivité horaire	Salaire réel	Réduction de la durée	Restauration du profit	Ajustement
Etats-Unis	0,9	0,8	-0,2	0,1	0,1
Japon	2,1	1,1	1,0	-0,2	0,1
Europe	1,8	1,1	0,3	0,5	-0,1
TOP4	2,2	1,3	0,5	0,4	-0,1

Source : OCDE

TOP4 : Danemark, Irlande, Norvège, Pays-Bas.

L'objet empirique que nous venons ainsi de construire est le plus souvent traité à travers des représentations théoriques qui font référence à la notion de chômage d'équilibre. Les deux sections qui suivent sont consacrées à un examen critique de cette notion. Un tel exercice implique inévitablement un détour par un certain degré de technicité, avant de revenir à des considérations plus empiriques.

Le chômage d'équilibre : 1/ Le NAIRU

En dépit d'une base empirique dont on vient de constater qu'elle leur est peu propice, les schémas théoriques dominants reposent sur l'idée d'un lien négatif entre chômage et salaire réel, dont se déduirait la notion de taux de chômage d'équilibre. L'une des versions les plus répandues est baptisée NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) et désigne le taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation. Nous en proposons ici une présentation simplifiée qui servira à en souligner les incohérences internes, avant d'avancer des éléments de critique portant sur la capacité explicative de cette notion.

Tout part de la « boucle prix-salaires » qui se compose de deux équations d'un modèle macro-économétrique standard. Ces deux équations disent des choses très simples. La première, l'équation de salaire, dit que la croissance du salaire nominal (w) dépend de trois éléments :

- une indexation, ici unitaire, à la hausse du prix (p) ;
- une croissance (a) du pouvoir d'achat ;
- une sensibilité au taux de chômage (U) qui joue négativement sur la croissance du salaire.

Cette équation de salaire s'écrit donc :

$$(1) \quad w = p + a - bU$$

La seconde équation est l'équation de prix. Elle dit que le prix (p) augmente comme le coût salarial unitaire, autrement dit comme la différence entre la croissance du salaire nominal (w) et celle de la productivité (η). Cette équation de prix s'écrit donc :

$$(2) \quad p = w - \eta$$

La boucle prix-salaire est l'ensemble de ces deux équations, qui peut paraître d'une élémentaire simplicité : le chômage détermine le salaire réel, et les prix dépendent des coûts salariaux unitaires. Pourtant, ce système pose d'énormes questions théoriques et pratiques qui se ramènent à cette difficulté : un tel système d'équations tourne en rond, (« en boucle »), en ce sens qu'il laisse indéterminé le taux d'inflation p , à cause de la détermination symétrique du prix et du salaire. Pour s'en convaincre, il suffit de reporter l'équation (1) dans l'équation (2) pour obtenir :

$$(3) \quad p = p + a - bU - \eta$$

ce qui se réduit à :

$$(4) \quad 0 = a - bU - \eta$$

Le prix a disparu. Les équations (1) et (2) ne peuvent donc pas figurer en tant que telles dans un modèle appliqué qui est censé calculer l'ensemble des variables, à commencer par le prix. Dans tous les modèles réellement utilisés, cette formulation de base est corrigée selon différentes modalités. L'indexation du salaire au prix n'est par exemple ni instantanée, ni unitaire. Le salaire peut dépendre lui aussi de la croissance de la productivité. Le taux de marge peut ne pas être constant de telle sorte que la croissance du prix diffère de celle du coût salarial unitaire. Tous ces procédés empiriques, ainsi que l'introduction de délais d'ajustement, permettent de rompre l'indétermination d'une manière qui demeure profondément insatisfaisante, dans la mesure où l'on compte en somme sur les frottements pour régler une indétermination théorique.

Mais l'économie néoclassique a l'art de transformer une difficulté en aubaine et de tirer une force supplémentaire de ses propres faiblesses. Elle utilise à l'envers cette bizarre relation (4) pour en faire une théorie du taux de chômage. Le fameux NAIRU (U^*) se déduit de cet exercice et se calcule de la manière suivante :

$$(5) \quad U^* = (a - \eta)/b$$

Pourquoi ce taux de chômage dit d'équilibre a-t-il été baptisé NAIRU, à savoir « taux de chômage n'accélérateur pas l'inflation » ? C'est assez simple à comprendre : dans toute boucle prix-salaires, le taux d'inflation p augmente dès que le pouvoir d'achat du salaire augmente plus vite que la productivité. Dans ce cas en effet, la part des salaires devrait augmenter. L'inflation va venir raboter le pouvoir d'achat et freiner la demande et donc l'emploi. La montée du chômage va alors peser sur la progression du salaire réel et la ramener vers celle de la productivité du travail.

Cette situation peut aussi être décrite en disant que le taux de chômage U a atteint une valeur inférieure au NAIRU. La relation (1) dit que la progression du pouvoir d'achat est égale à $a - bU$. Elle dépasse la productivité dès lors que : $a - bU > \eta$. Or, cette condition est équivalente à $U < U^*$. Au-

trement dit, si le taux de chômage dépasse le NAIRU, l'inflation s'accélère en raison d'une croissance excessive du pouvoir d'achat.

En termes plus littéraires, le raisonnement se déroule ainsi : si le taux de chômage baisse trop, le salaire réel tend à augmenter plus vite que la productivité et les entreprises sont « obligées » d'augmenter leurs prix pour rétablir le taux de marge. Elles vont le faire jusqu'à ce que ce supplément d'inflation ait réussi à baisser la progression de l'emploi, autrement dit à fabriquer un supplément de chômage, qui ramène le taux de chômage au niveau du NAIRU. Ce dernier représente donc bien un « taux d'équilibre », en ce sens qu'il est vain de vouloir descendre en dessous de la force de rappel qu'il représente. Ce schéma est en réalité exposé à plusieurs critiques.

Première critique : le NAIRU est une « boîte noire »

La régulation de la boucle prix-salaires fait appel à des déterminants qui lui sont extérieurs. Il faut en effet supposer qu'il existe quelque part un mécanisme qui assure que l'inflation finisse par faire monter le taux de chômage à travers des effets de demande. Cette force de rappel peut passer par exemple par des effets de compétitivité qui ne figurent pas dans la boucle prix-salaires. Il est donc gênant de raisonner sur un chômage d'équilibre dérivé de deux équations isolées, alors que son interprétation la plus répandue (qui est pour cette raison un contresens à nos yeux) fait implicitement appel à d'autres parties du modèle d'ensemble. Et c'est contradictoire avec l'idée même de chômage d'équilibre. En d'autres termes, on voit bien pourquoi la baisse du taux de chômage en dessous du NAIRU accélère l'inflation, mais on ne voit pas pourquoi cette inflation devrait ramener à cette valeur « d'équilibre » autrement dit au point de départ.

Seconde critique : niveau du taux de chômage ou écart au taux de chômage moyen ?

Le NAIRU se déduit d'une logique de moyen terme, où le taux de chômage d'équilibre est supposé constant. C'est donc plutôt l'écart entre le taux de chômage effectif U et le taux de chômage d'équilibre U^* , qui devrait jouer sur la détermination du salaire réel. Dans ces conditions, l'équation (1) remaniée pourrait s'écrire :

$$(6) \quad w = p + a' - b(U - U^*)$$

Cette équation, combinée avec l'équation (2) conduit à une nouvelle relation, très différente, puisqu'elle devient :

$$(7) \quad a - \eta = b(U - U^*)$$

Son interprétation est beaucoup plus satisfaisante. Quand le taux de chômage est égal à son taux d'équilibre alors on doit avoir $a' = \eta$ ce qui est parfaitement logique ; à moyen terme, une croissance équilibrée suppose en

effet que le salaire réel augmente comme la productivité du travail. Si le taux de chômage baisse et conduit à une augmentation du pouvoir d'achat supérieure à celle de la productivité, alors l'inflation s'accélère de manière à revenir à l'équilibre de moyen terme. La logique est alors d'identifier le taux de chômage d'équilibre au taux de chômage moyen, dans un schéma de croissance équilibrée, mais l'équation (7) ne permet plus de le calculer.

Car le cadre décrit jusqu'ici est bien un schéma de croissance équilibrée où la productivité, le prix, le salaire progressent à taux constant et où le taux de chômage est fixe. Un tel modèle ne peut s'appliquer sans médiations à l'étude d'une économie concrète où le salaire réel augmente moins vite que la productivité, et où le taux de chômage augmente. Toute l'habileté a pourtant été de réaliser cette impossible transposition, de telle sorte que l'on explique la hausse du taux de chômage par des déterminants qui sont supposés constants dans le schéma théorique sous-jacent. Le NAIRU est par nature un concept de moyen terme et ne peut être estimé que sur l'ensemble d'une période considérée comme homogène. Dans ce cas, le NAIRU n'est rien d'autre que le taux de chômage moyen. En effet, toute équation économétrique est vérifiée pour les valeurs moyennes, de telle sorte que l'équation (1) conduit à :

$$(8) \quad s^m = a - bU^m$$

Autrement dit, le NAIRU se déduit du taux de croissance moyen du salaire réel s^m , par inversion de la relation économétrique qui permet d'estimer les coefficients a et b . Mais que représente dans ces conditions le paramètre a ? On peut l'interpréter comme la progression du salaire réel qui est associée à un taux de chômage nul. A partir du moment où le taux de chômage n'est pas nul sur la période considérée, l'interprétation de cette grandeur est difficile. Mieux vaudrait identifier un coefficient correspondant au taux de chômage moyen sur la période. Il faudrait donc à nouveau réécrire l'équation (1) de la manière suivante :

$$(9) \quad s = a' - b(U - U^m)$$

Les deux équations (8) et (9) donneront des estimations équivalentes. Le coefficient b aura la même valeur dans les deux cas, et on passera de a à a' par une simple transformation linéaire. Autrement dit, on ne peut différencier expérimentalement deux modèles qui sont pourtant censés dire des choses très différentes. Dans le premier cas, on raisonne sur le niveau du taux de chômage sans prendre en compte sa valeur moyenne sur la période. Dans le second cas, seul importe l'écart à sa moyenne. Les résultats économétriques sont indiscernables, mais dans un cas on peut calculer un NAIRU, alors que cette notion disparaît dans le second cas où, à moyen terme, on a seulement $s = a'$. Autrement dit, le salaire réel, après coup, a bien augmenté en moyenne comme sa moyenne. Il ne reste en fait qu'une pure tautologie

qui provient du fait qu'on raisonne en réalité sur des maquettes à taux de croissance constant.

Ce type de raisonnement revient à faire de la statique comparative, autrement dit à comparer deux périodes, ou deux pays. L'un, par exemple, dispose, d'une productivité inférieure ($\eta_2 < \eta_1$). Mais la règle d'une part salariale constante, implique que la progression du salaire réel soit aussi inférieure dans le pays à moindre productivité ($s_2 < s_1$). Ceci implique que la progression tendancielle du salaire s'est révélée compatible et que l'on a aussi, finalement : $a'_2 < a'_1$. Ce résultat peut être associé à un taux de chômage moyen plus élevé, mais aussi à une moindre sensibilité du salaire au taux de chômage.

Que retenir de ce développement ? Principalement que la notion de NAIRU est une notion dérivée d'une logique de maquette où l'on postule que tout croît au même taux et où l'on examine après coup des régularités postulées. Il n'est donc pas légitime de transposer ce schéma à l'étude d'un processus dynamique, sauf à s'enfermer dans une contradiction insurmontable, qui conduit à une nouvelle ligne de critique.

Troisième critique : la part salariale baisse

Il suffit ici de remarquer que le partage de la valeur ajoutée n'est pas stable, contrairement à un postulat de base du modèle. Depuis plus de 15 ans, le salaire réel progresse moins vite que la productivité. L'intégralité des gains de productivité n'est pas répercutée dans les salaires, et il faudrait alors introduire dans l'équation (2) un terme correctif (c) correspondant au rétablissement du taux de marge des entreprises. Cela revient aussi à pointer le fait que les prix augmentent plus vite qu'ils ne l'auraient fait si les entreprises s'étaient contentées d'y reporter la progression du coût salarial. De même que l'on parle depuis Kalecki de « degré de monopole », on pourrait dire que c désigne le « degré de financiarisation » dans la mesure où ce profit supplémentaire n'est pas allé à l'investissement mais a servi les revenus financiers (IRES, 2000). On aurait donc :

$$(10) \quad p = w - \eta + c$$

L'expression du NAIRU doit être transformée en conséquence, et elle devient :

$$(11) \quad U^* = (a+c)/b$$

On voit que le taux de chômage d'équilibre est plus élevé, et que c'est la baisse de la part salariale en faveur du profit qui engendre un chômage supplémentaire.

Quatrième critique : la faible valeur interprétative

Toutes les études appliquées sur le NAIRU se heurtent finalement au dilemme suivant :

– soit le NAIRU est calculé à partir de grandeurs instantanées, mais dans ce cas, il varie à peu près exactement comme le taux de chômage effectif et n'offre donc aucun pouvoir explicatif ;

– soit le NAIRU est calculé à partir d'évolutions moyennes et il est constant, mais alors ne peut pas servir non plus à expliquer l'élévation tendancielle du taux de chômage effectif.

L'identification du NAIRU ne serait précise que dans le cas où tout augmenterait à peu près au même taux, avec un taux de chômage constant. Dans ce cas, le taux de chômage effectif ne ferait que fluctuer autour d'un niveau à peu près constant et la part salariale resterait elle aussi constante.

Or, les faits stylisés qu'il convient d'expliquer sont radicalement différents : la part des salaires baisse, et le chômage monte. Cette configuration invalide la thématique du NAIRU qui va suggérer des interprétations où la hausse du taux de chômage est le seul moyen de contenir une impétueuse progression du salaire réel tendant à excéder celle de la productivité qui, elle, recule. En réalité, c'est l'inverse qui se passe : il y a bien ralentissement de la productivité du travail en Europe, mais le freinage du salaire réel est encore plus fort. Le NAIRU propose une lecture absurde de la montée du chômage puisqu'il explique celui-ci par le maintien de revendications salariales trop élevées par rapport au ralentissement de la productivité. Comme c'est l'inverse qui se passe, le NAIRU aurait dû considérablement baisser, et la vraie question qui se pose est de comprendre comment une telle théorie peut encore avoir pignon sur rue.

Le chômage d'équilibre : 2/ Les modèles WS-PS

Le modèle de Layard, Nickell et Jackman (1991) constitue lui aussi une référence classique de la littérature qui cherche à expliquer les différences de performances d'emploi d'un pays à l'autre. On en propose ici une présentation également très résumée qui sera suffisante pour étayer les critiques que l'on peut adresser à cette modélisation et justifier par avance certains choix de la modélisation alternative proposée dans la seconde partie de cet article.

Là encore, le chômage est relié à une sorte de boucle prix-salaires. Le taux de chômage d'équilibre se situe en effet à l'intersection de deux courbes décrivant la formation du salaire et celle du prix (WS signifie *wage setting* et PS *price setting*). L'équation de prix fait intervenir trois variables : le taux d'utilisation des capacités, les anticipations de prix et le capital par tête. Les deux premières variables sont conjoncturelles, et la dernière peut être considérée comme représentant la productivité du travail qui ne figure pas en tant que telle. On peut d'ores et déjà souligner qu'aucun modèle macro-économétrique ne procède de la sorte : en général, le prix est, assez logiquement, rapporté au coût de production unitaire et l'équation dé-

crit un comportement dit de *mark up* consistant à fixer le prix en lui appliquant une marge fixe. Remplacer la productivité du travail par celle du capital n'est qu'un artifice qui ne saurait être employé dans un modèle global, sans lui conférer des propriétés bizarres.

La seconde équation est celle du salaire. Elle fait dépendre le salaire réel de trois variables : les anticipations de prix et le capital par tête que l'on retrouve ici de manière symétrique, et enfin le taux de chômage.

La confrontation de ces deux équations est censée donner une représentation acceptable de l'équilibre du marché du travail. En éliminant les variables communes et en mobilisant diverses déterminations accessoires, on obtient ensuite une équation unique où le taux de chômage devient la variable expliquée. Dans cette version finalisée, le taux de chômage dépend en fin de compte de deux séries de facteurs qui sont la « pression salariale » et les « chocs nominaux ». Chacune de ces variables est une variable composite qu'il convient de détailler.

La pression salariale se décompose à son tour en trois éléments : le premier est l'inflation importée, mesurée par les variations du prix relatif des importations ; vient ensuite le taux de remplacement, qui mesure la générosité du système d'assurance chômage ; enfin, une variable indicatrice sert à enregistrer les spécificités de chaque pays, puisque le modèle est conçu pour s'appliquer à un échantillon comparant plusieurs pays.

Le choc nominal de demande est quant à lui mesuré par un indicateur de croissance excessive de la masse monétaire, la fonction de demande globale étant elle-même une équation quantitative de la monnaie inversée.

L'originalité de cette modélisation est de faire dépendre les principaux paramètres de l'équation de variables institutionnelles, censées représenter les caractéristiques des marchés du travail de chaque pays. Ainsi la sensibilité à la pression salariale dépend d'éléments qualitatifs tels que le degré de centralisation et/ou de coordination des négociations salariales. Layard et Nickell utilisent ici des échelles de classement de pays en fonction d'indicateurs qui ne varient pas au cours de la période et apparaissent donc comme des paramètres sociétaux intangibles, caractéristiques de chacun des pays.

Un modèle statique et donc biaisé

Avant de discuter les résultats obtenus, il faut interroger la pertinence d'une telle modélisation. A un premier niveau plus théorique, on doit réfléchir sur le procédé – que l'on retrouve dans les modélisations du NAIRU – consistant à extraire la boucle prix-salaire d'un modèle plus global pour la « résoudre » en fonction du chômage. On arrive en effet à une situation troublante où le taux de chômage est indépendant des évolutions relatives de l'emploi et de la population active. On sait que certains pays, notamment le Danemark et le Royaume-Uni, ont modulé la relation emploi-chômage en

fonction du taux d'activité. Une telle configuration échappe totalement au modèle de Layard et Nickell. Supposons par exemple qu'un pays donné mette en place une modération salariale qui lui fasse gagner des parts de marché et lui permette de créer plus d'emplois et de baisser le taux de chômage. Curieusement, ce cas de figure est *a priori* exclu du modèle, puisque les exportations, ni aucun élément de demande, n'y figurent. Il s'agit d'un modèle statique et partiel dont la portée est de ce fait très limitée.

Le caractère statique du modèle apparaît dans le nombre très réduit des variables temporelles. Dans sa forme finale soumise à estimation, trois variables seulement varient dans le temps (outre le taux de chômage lui-même) : le prix relatif des imports, le taux de remplacement assuré par les indemnités-chômage et la masse monétaire. Tous les indicateurs qualitatifs sont constants et représentent des caractéristiques strictement invariantes de chaque pays. On arrive à cette conclusion paradoxale qui est l'impossibilité de se prévaloir de ce type de modèle pour justifier des politiques de flexibilisation du marché du travail. La structure du modèle est en effet construite sur l'idée que les caractéristiques du marché du travail sont immuables et qu'il est par conséquent vain de vouloir expliquer les évolutions du taux de chômage par leurs transformations. L'hypothèse très forte et qui nous semble peu admissible selon laquelle le degré de flexibilité des marchés du travail n'a pas changé depuis vingt ans restreint spectaculairement le champ des recommandations à un contrôle du taux de change et de la masse monétaire. La seule politique d'emploi envisageable est celle qui consiste à baisser les indemnités-chômage de manière à réduire le degré de pression salariale. En fin de compte, le taux de chômage devient lui-même une spécificité nationale.

On voit donc que le modèle est biaisé, aussi bien dans sa logique explicative que du point de vue des recommandations qu'il pourrait inspirer. Il exclut par construction les évolutions de la demande et les transformations du marché du travail du champ des variables susceptibles d'expliquer le chômage. Il n'est donc pas surprenant qu'il fasse jouer un rôle démesuré aux seules variables disponibles et notamment aux paramètres qualitatifs qui jouent finalement un rôle d'indicateurs représentatifs de chaque pays difficilement falsifiables.

L'idée que la générosité du système d'indemnisation du chômage joue un rôle important dans la détermination du chômage doit ici être discutée en relation avec la structure des modèles qui servent à la mettre en lumière. Une bonne partie de l'économétrie du chômage est consacrée à illustrer l'idée que des indemnités trop généreuses sont désincitatives : les chômeurs ne seraient pas suffisamment contraints à accepter n'importe quel niveau de salaire, et cela introduirait un élément de rigidité qui viendrait à son tour freiner les créations d'emplois.

Sur ce point, le travail récent de Nickell (1997) fait apparaître un résultat intéressant qui est le suivant : la générosité des indemnités joue sur le chômage mais semble avoir peu d'effet sur l'offre globale de travail. L'explication avancée par Nickell revient à suggérer que « les indemnités élevées conduisent à un chômage élevé, mais conduisent aussi à plus d'activité parce qu'elles rendent l'entrée sur le marché du travail plus intéressante » dans la mesure où elle est la condition d'accès aux indemnités. Cette perspective modifie du tout au tout l'interprétation généralement suggérée par ce type de modélisation. Dans le modèle théorique de base, l'effet sur le taux de chômage passe, on vient de le rappeler, par une moindre pression salariale. Dans sa version appliquée, c'est plutôt par la modulation de la population active que passe l'effet en question. Il s'agit donc de deux modèles différents. Dans le premier, réduire la générosité des indemnités permettrait de créer des emplois et donc de baisser le chômage grâce à une modération salariale accrue. Dans le second, c'est par le retrait d'une partie de la population active que passe l'effet sur le taux de chômage.

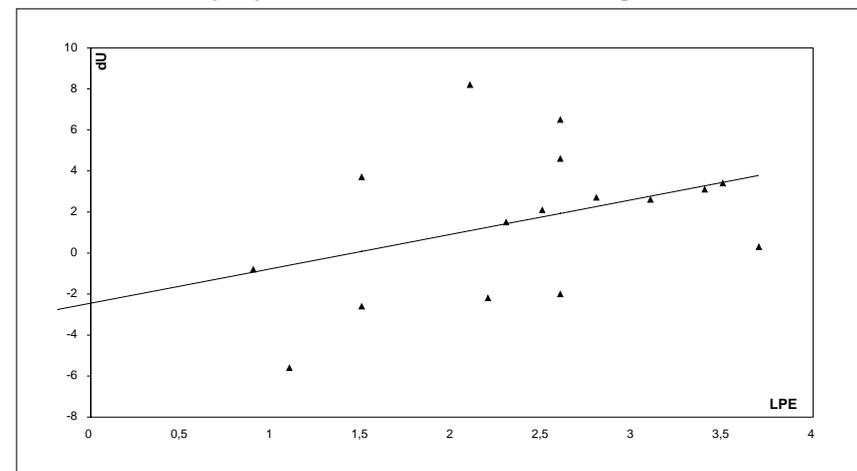
Un chômage institutionnel

La tentative consistant à relier variables économiques et institutionnelles était intéressante, même si ce lien est seulement « paramétrique ». Tel paramètre du modèle, par exemple le coefficient qui décrit la plus ou moins grande sensibilité du salaire au chômage, va lui-même dépendre d'indicateurs décrivant la structure du marché du travail. Le modèle peut produire des résultats s'il réussit à montrer, par exemple, qu'un degré élevé de coordination est associé à une plus ou moins grande sensibilité du salaire à l'état du marché du travail. Mais il postule que les institutions sont figées une fois pour toutes et exclut paradoxalement des politiques structurelles qui viseraient à modifier ces paramètres.

Pourtant, on pourrait utiliser des indicateurs institutionnels variant dans le temps. Dans ce cas, on chercherait à relier l'évolution du taux de chômage aux variations de ces indicateurs. Une contribution allant dans ce sens a été proposée récemment par Fiorella Padoa Schioppa Kostoris (FPSK) dans ses commentaires aux deux rapports présentés par Jacques Freyssinet et Jean-Paul Fitoussi au Conseil d'Analyse Economique sur les expériences de baisse du chômage en Europe. Elle soulève une objection importante et juste : c'est la variation du taux de chômage - et non son niveau - qu'il faut rapporter aux différents indicateurs des législations de protection de l'emploi (LPE). Sont alors présentées plusieurs équations économétriques assez voisines qui lui permettent de vérifier cette assertion et de conclure que, contrairement à l'analyse des deux rapports « les données montrent que les *success stories* sont bien corrélées à la flexibilité réglementaire ».

Cette contre-proposition peut à son tour être contestée sur quatre points. On utilisera ici les mêmes données que FPSK. La variable expliquée est la variation du taux de chômage entre 1990 et 1998, et la variable explicative est l'indicateur de dureté des législations protectrices de l'emploi (LPE) pour la fin des années 90, tiré des *Perspectives de l'emploi* de l'OCDE de 1999. Les relations sont testées sur la champ Europe-OCDE qui comprend les pays de l'Union européenne (sauf le Luxembourg), plus la Suisse et la Norvège.

Graphique 4. Variation du taux de chômage et LPE



Le résultat principal, illustré par le graphique 4, est la présence d'un lien négatif entre variation du taux de chômage et indicateur de flexibilité. Cette liaison correspond à l'équation de base ci-dessous, qui reproduit à peu de choses près les résultats consignés par FPSK.

$$dU = -2,45 + 1,68 \text{ LPE P} \quad R^2 = 0,16 \\ (1,6)$$

dU variation du taux de chômage entre 1990 et 1998
LPE indicateur de protection réglementaire de l'emploi à la fin des années 90

Première critique : sans la contribution de l'Irlande, la liaison disparaît

Il est difficile de dire que les variations du taux de chômage sont « bien corrélées » avec l'indicateur, puisque le R^2 de départ est médiocre et que le t de Student se situe à la limite de la significativité. L'examen du graphique 4 montre que la corrélation est pour le moins incertaine. Elle disparaît même tout à fait, si on retire l'Irlande, qui se caractérise par un très fort recul du

taux de chômage (5,6 points) et un indicateur LPE parmi les plus faibles d'Europe (1,1). On obtient un t de Student qui exclut toute significativité de la variable, et un R^2 inhabituellement faible :

$$dU = -0,10 + 1,87 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,05 \\ (0,8)$$

C'est donc l'Irlande, pays très fortement typé, qui permet d'orienter la droite de régression. Bref, la corrélation n'est « bien vérifiée » que par l'intermédiaire d'un petit pays qui donne le ton à un ensemble parfaitement indifférencié. On pourrait objecter que, dans la première partie, le choix de retirer l'Irlande avait été fait, afin de mieux faire apparaître la qualité de la relation de base. Mais la configuration décrite ici est évidemment différente : le fait de retirer le pays « atypique » n'a pas pour effet d'améliorer la relation, mais au contraire de la faire disparaître.

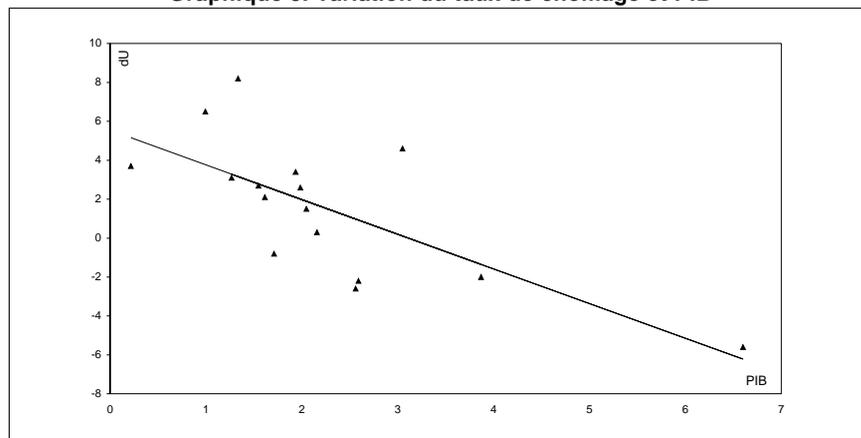
Seconde critique : la croissance évince l'institutionnel

On a vu que tous les modèles inspirés peu ou prou de Layard et Nickell postulent implicitement que les différences de chômage d'un pays à l'autre ne peuvent s'expliquer que par des variables institutionnelles. Mais à partir du moment où l'on cherche à expliquer, non plus le niveau du taux de chômage mais sa variation, il paraît encore plus difficile de vouloir le faire sans la moindre référence aux variations de la demande ! On a donc ajouté une seconde variable explicative qui est le taux de croissance moyen du PIB sur la période 1990-1998 examinée. On obtient alors sans peine une relation keynésienne satisfaisante :

$$dU = 5,54 - 1,78 \text{ PIB} \quad R^2 = 0,51 \\ (3,9)$$

dU variation du taux de chômage entre 1990 et 1998
PIB taux de croissance annuel moyen du PIB entre 1990 et 1998

Graphique 5. Variation du taux de chômage et PIB



Cette nouvelle équation de base est bien meilleure, de tous les points de vue, et on peut le vérifier sur le graphique 5. La lecture en est facile : la principale explication des différences d'évolution des taux de chômage est le taux de croissance du PIB. Cette apparente banalité appelle quelques précisions.

a) ce résultat ne peut être établi aussi nettement sur la décennie 80, sans pour autant que LPE devienne significatif. On retrouve donc un résultat très solide selon lequel les années 90 sont marquées par une réactivation du lien emploi-croissance fortement distendu au cours de la décennie précédente ;

b) ce résultat ne dépend pas de l'Irlande. Certes, le retrait de ce pays dégrade la relation, et c'est normal puisque ce pays est caractérisé à la fois par une très forte baisse du taux de chômage et une très forte croissance (6,6 % entre 1990 et 1998). Mais l'équation reste satisfaisante, et meilleure que l'équation « institutionnelle » de base.

c) l'argument de la croissance fait disparaître la variable institutionnelle. Le t de Student de LPE est descendu nettement en dessous du seuil de significativité (généralement fixé à 2) :

$$dU = 3,39 - 1,66 \text{ PIB} + 0,71 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,56 \\ (2,5) \quad (1,2)$$

d) ces déconvenues soulignent les faibles soubassements théoriques de la modélisation retenue. On teste une assertion selon laquelle la flexibilité crée de l'emploi, mais il n'est jamais expliqué pourquoi. Dans un modèle « à la Layard-Nickell », la flexibilité permet un ajustement plus marqué des salaires et c'est cette modération salariale qui permet de créer des emplois. Il faudrait donc décomposer les vérifications empiriques en deux étapes.

La première consisterait à vérifier que la flexibilité conduit à une modération salariale plus affirmée. Nous l'avons fait avec deux indicateurs représentant respectivement le taux de croissance du salaire réel entre 1990 et 1998 et la variation de la part salariale sur cette même période. Ni l'une ni l'autre de ces variables n'est corrélée avec l'indicateur LPE : avec un R^2 de 0,02 et 0,01 on peut même parler d'absence absolue de corrélation. Cela dispense d'examiner la seconde étape, autrement dit la liaison entre salaire et emploi. Si l'influence des variables institutionnelles ne passe pas par la modération salariale, elle peut encore suivre deux canaux : une influence directe sur le PIB liée à des effets de spécialisation flexible, ou une influence directe sur le contenu en emploi de la croissance. Or, ces liaisons n'apparaissent pas non plus.

Troisième critique : « l'institutionnel » est sans effet sur « le macro »

Il est facile de tester une éventuelle incidence de l'indicateur LPE qui jouerait directement sur le PIB ou encore sur le contenu en emploi de la croissance. Les deux équations obtenues sont très mauvaises :

$$\text{PIB} = 3,33 - 0,46 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,07$$

(1,0)

$$\text{CONT} = -2,11 + 0,12 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,02$$

(1,0)

CONT=taux de croissance annuel moyen du ration emploi/PIB.

Ce résultat est très important, car il renforce la critique apportée au modèle « à la Layard-Nickell ». On pourrait en effet justifier la disparition du PIB en disant que la croissance relative était elle aussi expliquée par la plus ou moins grande flexibilité des marchés du travail. Or, on constate qu'il n'en est rien.

Quatrième critique : des institutions immuables ?

L'argument selon lequel c'est la variation (et non le niveau) du taux de chômage qu'il faut prendre en considération devrait s'appliquer à l'indicateur LPE lui-même. Sinon ce seront toujours les mêmes pays qui feront baisser leur taux de chômage et il faudrait admettre qu'aucune « flexibilisation » n'est possible. Autrement dit, chaque pays serait caractérisé par une « propension au chômage » fixée une fois pour toutes, en fonction de caractéristiques institutionnelles immuables.

Il est néanmoins impossible de faire apparaître la moindre influence de la variation de l'indicateur LPE entre la fin des années 80 et des années 90. Il n'est pas possible non plus de faire apparaître séparément la valeur de cet indicateur pour chacune des deux décennies. Ce constat conduit à examiner de plus près les évolutions de LPE entre les deux périodes. Le graphique 6 révèle une liaison fortement marquée qui signifie une très faible plasticité institutionnelle, de telle sorte que les positions relatives des pays se maintiennent.

$$\text{LPE} = 0,51 + 0,71 \text{ LPE1} \quad R^2 = 0,89$$

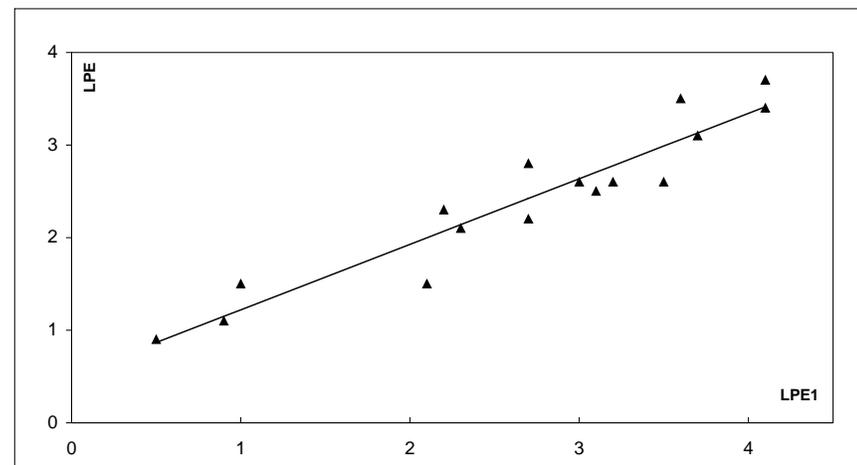
(11,0)

LPE indicateur de réglementation fin des années 90
LPE1 indicateur de réglementation fin des années 80

Ce dernier constat infirme la conclusion de FPSK pour qui, dans la lutte contre le chômage, « les politiques macro-économiques sont nécessaires mais pas suffisantes » et devraient être complétées par des « actions en faveur des réductions des rigidités, particulièrement celles réglementaires dues à l'excès de protection de l'emploi ». Dans le modèle de FPSK, le taux de chômage ne dépend pas du PIB et on ne voit donc pas pourquoi des politiques macro-économiques seraient nécessaires.

Si les indicateurs sont correctement définis, et si l'on accepte le modèle de FPSK, alors il faudrait plutôt conclure à l'impuissance des politiques d'emploi. Dans son modèle, le taux de chômage dépend de rigidités institu-

Graphique 6. Variation de LPE d'une période à l'autre



tionnelles qui ont résisté à quinze ans de déréglementation des marchés du travail et qu'il paraît donc illusoire de vouloir réduire. Ou alors, cela signifie que cette déréglementation n'est pas correctement mesurée par les indicateurs retenus.

Finalement, les diverses approches examinées dans la première partie aboutissent à ce triple constat, qui servira de point de départ à notre propre modélisation :

- aucune des formulations proposées ne fonde de manière convaincante – ni théoriquement, ni empiriquement – une relation entre les performances des marchés du travail appréciées à travers l'évolution des taux de chômage et la modération salariale ;
- les résultats ne sont pas probants si l'on rapproche directement les taux de chômage des caractéristiques institutionnelles des marchés du travail ;
- le lien emploi-croissance est particulièrement marqué au cours de la dernière décennie et laisse peu de place à d'autres principes explicatifs. En outre, on ne réussit pas à imputer ce lien resserré à des déterminations institutionnelles.

Deuxième partie

Une modélisation alternative

Muni des résultats, négatifs mais utiles, de la première partie, il est possible de proposer une modélisation différente de l'évolution des taux de chômage. Il faut ici revenir un peu en arrière pour rappeler quelques évidences trop souvent oubliées.

La première est que le taux de chômage n'existe pas en tant que tel. Il s'agit d'une construction statistique qui, à la différence d'autres grandeurs, ne résulte pas d'une simple agrégation. Le nombre de chômeurs, ou la production d'une branche sont des objets statistico-comptables construits par dénombrement des chômeurs ou par sommation des chiffres d'affaires de toutes les entreprises de la branche. Mais le taux de chômage est un nombre sans dimension, qui rapporte le nombre de chômeurs à la population active. On compte le nombre de chômeurs d'un côté, on compte le nombre d'emplois de l'autre, et l'on appelle population active la somme des deux. Puis on calcule le taux de chômage comme la proportion de chômeurs dans cet ensemble.

Tout cela peut sembler évident mais ne l'est pas, à partir du moment où certaines modélisations prétendent expliquer directement le taux de chômage comme fonction du salaire et de la flexibilité. Le nombre de chômeurs est alors une grandeur dérivée, qui résulte de l'application à la population active d'un taux de chômage déterminé par ailleurs. Tout cela est parfaitement absurde. En réalité, le taux de chômage se déduit de manière comptable de l'évolution d'un certain nombre de variables qui ont chacune leur propre logique. Ce sont : la production, la productivité, la population en âge de travailler et le taux d'activité. Et puisqu'il n'existe pas de détermination causale qui jouerait directement sur le taux de chômage, il n'est pas non plus de détermination du chômage qui ne passe pas par l'une (au moins) de ces quatre composantes du taux de chômage.

La force d'une relation comptable est en effet d'être toujours vraie. Dès lors, elle constitue le passage obligé des effets sur l'emploi de diverses mesures de politique économique et des dispositifs institutionnels qui régissent le fonctionnement du marché du travail. Pour illustrer cette proposition, supposons que la modération salariale ait pour effet de freiner la substitution capital-travail : dans ce cas, la productivité du travail va croître moins vite. Il y a alors un impact du changement du mode de formation des salaires sur l'emploi, mais celui-ci passe par la productivité qui est ici la variable par l'intermédiaire de laquelle le salaire va peser sur la détermination de l'emploi. Il n'y a donc pas d'effet institutionnel favorable à l'emploi qui ne passe pas par la croissance ou son contenu en emploi.

La question est alors la suivante : existe-t-il des facteurs identifiables qui viennent jouer sur l'une des composantes de l'emploi ? Identifiable si-

gnifie ici quantifiable et variable dans le temps. Autrement dit, peut-on faire sauter la relation comptable en remplaçant par exemple le PIB par des variables rendant compte de son évolution ? Pour répondre à cette question et réaliser ainsi le passage de l'imputation à la modélisation, on a retenu le choix consistant à privilégier la décomposition de la productivité du travail en variables explicatives.

Les politiques d'emploi et d'organisation du marché du travail définissent alors un champ qui doit être délimité par rapport aux politiques de croissance et à celles qui modèlent la population active, les performances d'emploi étant alors la résultante de ces trois déterminations.

L'influence de la croissance est trop forte pour pouvoir y substituer, sans risque d'introduction de biais importants, des arguments tels que la compétitivité dont on a pu vérifier par ailleurs (Husson 2000) qu'elle intervenait peu pour rendre compte des différences de performance d'un pays à l'autre. Il semble donc possible, au vu de ces investigations complémentaires, de postuler que les déterminations institutionnelles de l'emploi ne passent pas par la croissance. En particulier la boucle vertueuse flexibilité, modération salariale, compétitivité, croissance ne semble fonctionner en aucun de ses points nodaux :

- la flexibilité du marché du travail que l'on peut essayer de mesurer par des indicateurs comme le temps partiel et le CDD ne fait pas apparaître d'effet tranché sur la modération salariale. L'ensemble des pays européens enregistre une montée des formes atypiques d'emploi, parallèle à un recul général de la part des salaires, sans que l'on puisse identifier une relation de cause à effet entre ces deux mouvements ;

- la modération salariale relative n'a aucune relation univoque avec la compétitivité-prix, dans la mesure où cette relation est surdéterminée par la politique de change ;

- les performances de croissance, et notamment la contribution du commerce extérieur, apparaissent comme largement déconnectées des indicateurs de compétitivité dans la mesure où interviennent, outre le taux de change, la qualité de la spécialisation et des facteurs exogènes comme l'unification allemande et la guerre du Golfe.

On ne voit donc pas apparaître de rétroactions notables du mode de fonctionnement des marchés du travail sur l'évolution de la demande globale.

Du côté de la population active, on a pu identifier des résultats allant en sens opposé : dans certains pays le freinage de la population active contribue au recul du taux de chômage, dans d'autres, au contraire, les créations d'emploi exercent un effet d'appel sur la population active. Les résultats de Nickell montrent par ailleurs que les politiques d'indemnisation du chômage jouent principalement sur la modulation de la population active. Au

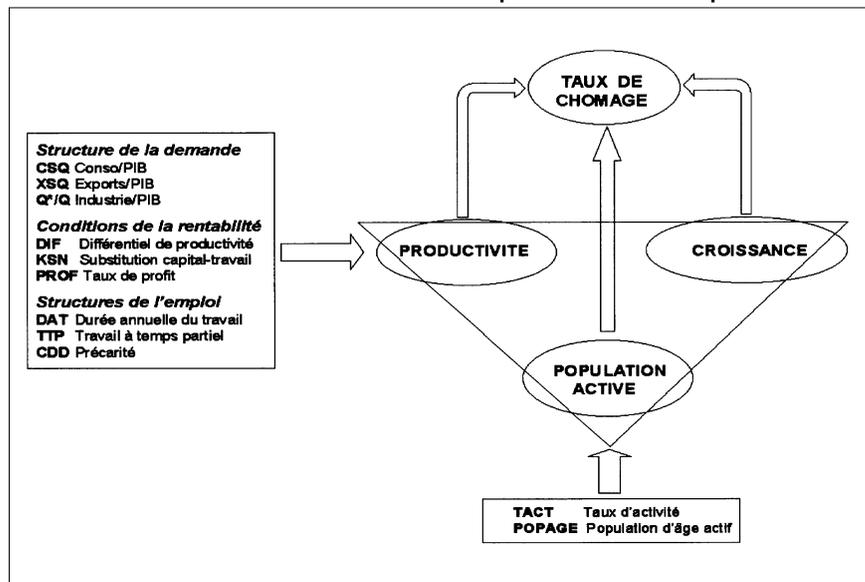
total, le sens de la liaison entre population active et performances d'emploi est *a priori* indéterminé, ce qui permet de conserver la population active comme variable explicative autonome sans retrouver une relation purement comptable.

C'est donc finalement la productivité du travail qui représente le canal principal par lequel les modèles sociaux peuvent venir façonner les performances d'emploi. On a donc pris en considération toute une série de variables susceptibles de jouer sur la productivité du travail ou, ce qui revient au même, sur le contenu en emploi de la croissance. On peut les regrouper de manière un peu plus systématique en trois grandes catégories : demande, rentabilité, formes d'emploi.

La structure de la demande peut influencer sur le contenu en emploi, qu'il s'agisse de structure sectorielle ou « sectionnelle ». L'idée générale est qu'il existe une partition de l'économie polarisée selon les niveaux et les rythmes d'évolution de la productivité du travail. Cette polarisation, qui correspond grossièrement à une opposition entre industrie et services, a été traduite ici au moyen de trois variables qui n'en sont que des approximations :

- CSQ représente la part de la consommation dans le PIB. On postule *a priori* que le contenu en emploi croît avec ce ratio de demande ;
- XSQ représente la part des exportations dans le PIB. L'idée est ici que plus est important le secteur « exposé » plus la gestion de la main-d'œuvre sera serrée et donc moins élevé le contenu en emploi ;
- QIND/Q représente la part de la valeur ajoutée manufacturière dans le PIB et traduit une opposition industrie-services.

Schéma 1. Une modélisation des performances d'emploi



Les conditions de la rentabilité jouent sur la détermination du contenu en emploi et cette détermination a été prise en compte sous trois angles.

- PROF représente le taux de profit de l'économie et figure ici le renversement de la détermination de l'emploi qui commence à faire l'objet d'une abondante littérature. Les investisseurs définissent une norme de rentabilité dont se déduit l'emploi qui devient (en partie) une variable d'ajustement. La réduction du contenu en emploi devient un moyen de réaliser l'objectif de rentabilité. On peut dire aussi que la production (et donc l'emploi) n'est effectivement réalisée qu'à partir d'un certain seuil de rentabilité.

- KSN mesure le capital par tête et introduit l'idée que la réduction des effectifs n'est pas le seul moyen d'obtenir une rentabilité-cible. Une autre manière d'atteindre le même résultat est la modération de la substitution capital-travail qui devrait donc se traduire par un lien négatif entre capital par tête et taux d'emploi.

- DIF est le différentiel de productivité. Il rapporte la productivité du travail dans l'industrie manufacturière à la productivité moyenne du travail. Cette grandeur désigne (dans la lignée de précédents travaux) ce que l'on pourrait appeler le « potentiel de dualisme » de chaque société, autrement dit sa capacité à déconnecter (du point de vue de la productivité) un secteur « exposé » à forte productivité et un secteur « abrité » à faible productivité, jouant ainsi un rôle de réservoir d'emplois. Cette variable se situe à l'intersection de plusieurs déterminations et doit être mise en relation avec la structure de la demande.

Les formes d'emploi représentent le passage du volume de travail déterminé en nombre d'heures travaillées aux effectifs employés. Trois variables sont alors mobilisées.

- DAT représente la durée annuelle du travail et mesure naturellement le rapport entre volume de travail et effectifs ;

- TTP est le recours au temps partiel qui permet de distinguer dans les mouvements de la durée annuelle du travail ce qui ressort d'une réduction générale et ce qui doit être imputé à l'extension du travail à temps partiel ;

- CDD représente la part des contrats à durée déterminée dans l'emploi salarié. C'est un indicateur de « précarisation » chargé de prendre en compte un autre procédé d'augmentation du contenu en emploi de la croissance.

On débouche finalement sur un modèle dont le schéma 1 présente la structure. Les performances d'emploi sont mesurées par l'évolution du taux de chômage et rapportées à trois séries de variables explicatives :

- le PIB mesure l'effet de la croissance ;
- la population active est prise en compte directement ou par l'intermédiaire du taux apparent d'activité ;

– la dernière série d'arguments vise à rendre compte directement de la productivité ou de son inverse, le contenu en emploi.

Ce modèle correspond à un schéma simple où l'emploi est déterminé du côté de la demande par le PIB et du côté de l'offre par la croissance de la population active. Il y a bien sûr une corrélation très forte entre le PIB d'un pays et la taille de sa population. Si l'on raisonne sur les évolutions, l'emploi, et encore plus le taux de chômage, résultent ainsi d'un double mouvement où la population active fait augmenter le nombre d'emplois à créer mais stimule en même temps la croissance économique. Dans la mesure où il s'agit d'un modèle transversal, on fait l'hypothèse d'un comportement moyen pour tous les pays en fonction des différentes configurations PIB/population active.

Les résultats obtenus

Un grand nombre de relations ont été testées et toutes ne seront pas reproduites ici. Ces exercices ont cherché à vérifier la stabilité des résultats, notamment par rapport à la présence de pays atypiques. Dans certains cas de figure, le fait de retirer un ou deux pays peut suffire à améliorer nettement la relation. On a choisi de s'abstenir de ce traitement, sauf dans un cas où la Suède apparaissait comme particulièrement perturbatrice en raison de la marche d'escalier de son taux de chômage.

Un autre problème se pose quant à la pondération des pays. Dans les deux formes de modélisation, chaque pays pèse du même poids, qu'il s'agisse du Luxembourg ou des Etats-Unis. Dans la mesure où il s'agit de modéliser des arrangements sociétaux, ce choix n'est pas complètement absurde. On a cependant cherché à vérifier, au moins en ce qui concerne l'ordre de grandeur des coefficients, que l'on n'obtenait pas de résultats absolument divergents en faisant figurer plusieurs fois les pays selon une échelle non strictement proportionnelle mais étalonnée par exemple de 1 pour le Luxembourg à 8 pour les Etats-Unis. Comme les résultats ne faisaient pas apparaître de différences significatives, sauf éventuellement dans la qualité relative des ajustements pays par pays, on n'a pas exploré plus avant cette voie, ni consigné le détail des résultats correspondants. Cela donne cependant l'occasion de préciser que l'exercice mené est ambitieux puisque le modèle est testé sur l'ensemble des pays de l'Union européenne, auxquels on a adjoint la Suisse et la Norvège mais aussi les Etats-Unis, le Canada et le Japon.

Compte tenu des collinéarités qui empêchent toutes les variables d'intervenir simultanément et du nombre réduit d'observations, on n'a présenté qu'une seule équation de type empilé (équation 1) et deux variantes possibles de la forme d'estimation simple (équations 2A et 2B). Les résultats sont résumés dans l'encadré 2 suivant. Les enseignements du modèle empilé, qui

Encadré 1 La forme du modèle

On a utilisé deux formes de modélisation, une forme simple et une forme « empilée ». La forme simple utilise, pour chaque variable considérée, son taux de croissance annuel moyen entre 1991 et 1997. Le choix de cette période est destiné à éliminer les effets parasites dus à l'unification allemande. Il n'est pas entièrement satisfaisant, et une périodisation 1990-1998 aurait été préférable, car un peu plus longue et mieux ajustée au phénomène étudié.

Mais on s'intéressera plutôt ici à la forme « empilée » qui utilise une sorte de panel où, pour chaque pays, figurent les observations correspondant à treize années, allant de 1985 à 1997. Le choix de cette période est lui aussi dicté par des contraintes de disponibilité mais n'est pas très gênant puisque l'on dispose de variables explicatives elles-mêmes liées au cycle économique. Les variables interviennent sous forme logarithmique.

Dans les deux cas, le modèle raisonne sur des variations. Il ne prétend donc pas chercher à expliquer le niveau du taux de chômage mais son évolution. C'est pourquoi la constante du modèle empilé est différente selon les pays et incorpore les différences de niveaux. Tout au long de ce travail, nous avons choisi de définir la performance d'emploi comme la capacité à faire baisser le taux de chômage et la modélisation retenue est donc cohérente avec cette approche.

Dans les deux cas aussi, on fait l'hypothèse très forte d'un modèle « universel » dont les paramètres sont identiques d'un pays à l'autre. Dans le modèle empilé, intervient cependant un jeu de variables indicatrices individualisant les pays, mais il ne s'agit que d'un coefficient de normalisation des données sans valeur explicative quant à leur évolution : compte tenu de la formulation logarithmique, la constante disparaît dès lors qu'on raisonne en taux de croissance. Il n'est peut-être pas inutile d'explicitier les raisons et les implications d'un tel choix.

Un modèle empilé où on mélange les pays ne se distingue d'un assortiment de modèles par pays que dans la mesure où l'on « gèle » un certain nombre de paramètres d'estimation. On peut le faire de deux manières polaires que l'on va expliciter de manière un peu formalisée. On part du modèle de base par pays ci-dessous :

$$Y_{it} = a_j X_{it} + b_j Z_{it} + c_j$$

i et t indicent respectivement les pays et les années d'observation. X et Z représentent respectivement un ensemble de variables macro-économiques et institutionnelles qui interviennent avec des paramètres a et b , tandis que c représente une constante.

•••

Le premier moyen d'empiler ces modèles de pays consiste à supposer des paramètres identiques d'un pays à l'autre, à l'exception de la constante qui sert à standardiser les niveaux. On obtient alors le « modèle I » :

$$\text{Modèle I} \quad Y_{it} = a X_{it} + b Z_{it} + c$$

Dans un tel modèle, les variables Z d'ordre institutionnel sont des variables temporelles.

Le second moyen de construire un modèle empilé est celui choisi par Layard et Nickell. Il consiste à moduler institutionnellement les paramètres macro-économiques, ce qui donne le « modèle II » suivant :

$$\text{Modèle II} \quad Y_{it} = (a_i + b_i Z_i) X_{it} + c_i$$

L'articulation entre « macro-économique » et « institutionnel » est donc différente. Dans le modèle I (celui que nous retenons), on décompose les performances d'emploi en un effet macro-économique (X) et un effet institutionnel (Z) qui sont décrits par des variables temporelles. La sensibilité de la variable expliquée est *a priori* la même dans tous les pays qui ne diffèrent donc que par la dose d'input, par exemple un mélange de croissance et de flexibilité. Le modèle incorpore implicitement une certaine forme de substitution entre ces deux manières de faire de l'emploi.

Dans le modèle II « à la Layard-Nickell » c'est l'élasticité de l'emploi à la macro-économie qui est différente d'un pays à l'autre en fonction de paramètres invariants. La force du modèle est de ne pas se borner à choisir des paramètres simplement différents d'un pays à l'autre, ce qui reviendrait à juxtaposer les modèles par pays. Les coefficients $(a_i + b_i Z_i)$ sont modulés en fonction des paramètres Z_i définis de manière comparable d'un pays à l'autre. Par exemple, Z_i représentera le degré de coordination des négociations salariales.

Aucun de ces modèles n'est pleinement satisfaisant mais nous pouvons répéter les raisons du choix retenu en faveur du modèle I. Ce dernier échange l'hypothèse de caractéristiques institutionnelles invariantes dans le temps contre celles de coefficients invariants d'un pays à l'autre, et l'exigence de prendre en compte les déterminations institutionnelles sous forme de variables temporelles quantifiées. Dans les deux cas, on opère une sorte de projection de la réalité sur un plan dont le nombre de dimensions est réduit pour permettre le travail de modélisation. Ce qui compte avant tout, c'est la cohérence entre le type de modélisation retenue et la problématique initiale. Pour résumer, le modèle I a été retenu parce qu'il introduit la temporalité dans toutes les variables explicatives et que tel était bien notre objet : rendre compte de l'évolution des taux de chômage et non de leurs niveaux relatifs.

découlent de l'examen de l'équation 1 peuvent s'organiser autour de trois grandes idées.

Premier enseignement : la solidité de la liaison emploi-croissance est confirmée, avec une très nette significativité du coefficient – voisin de $\frac{1}{2}$ – qui mesure l'intensité moyenne en emploi de la croissance. Tout point supplémentaire de croissance conduit, toutes choses égales par ailleurs, à un demi-point supplémentaire d'emploi.

Second enseignement : le coefficient de la variable d'activité est négatif et lui aussi voisin de $\frac{1}{2}$. On repère ainsi un « effet de flexion transversal » (inversé) qui signifie ici que les variations de la population active induisent une variation simultanée de l'activité économique et de l'emploi. Le fait que ce soit la population en âge de travailler et non la population active qui « sorte » dans cette équation implique que le taux d'activité moyen est modulé par les mêmes variables que celles qui déterminent implicitement le contenu en emploi de la croissance. Ce résultat permet de comprendre pourquoi les pays à forte croissance démographique ne sont pas mécaniquement affectés de taux de chômage plus élevés.

Troisième enseignement : les autres variables prises en compte interviennent de la manière attendue sur la détermination implicite de la productivité. On retrouve cinq des variables *a priori* candidates à une telle détermination, ce qui conduit aux considérations *ceteris paribus* suivantes.

- la norme de rentabilité joue de manière défavorable aux performances d'emploi ; on retrouve la liaison que l'on peut directement établir entre le rétablissement du taux de marge des entreprises et la montée du chômage ;
- la substitution capital-travail joue elle aussi de manière défavorable sur l'emploi ;
- la part des exportations et celle de la valeur ajoutée manufacturière dans le PIB interviennent négativement, confirmant l'existence d'effets de structure de la demande sur son contenu moyen en emploi ;
- enfin, le « différentiel de productivité » intervient de la manière attendue pour illustrer l'effet sur l'emploi d'une relative déconnexion de l'évolution de la productivité dans les deux grands secteurs de l'économie.

Les équations 2A et 2B voient le nombre des variables explicatives réduit en raison du nombre restreint d'observations. Chaque pays figure ici pour sa performance d'emploi entre 1991 et 1997 et il n'est donc pas possible de faire figurer simultanément toutes les variables. Le résultat remarquable est la confirmation apportée au modèle empilé par ces équations beaucoup plus contraintes. On retrouve les trois grands résultats : effet dominant de la croissance, « flexion » de la population active et modulation implicite de la productivité par des arguments de rentabilité, de structure de la demande et de substitution capital-travail.

Encadré 2.**Trois estimations économétriques transversales du chômage**
Variable expliquée TEMP = 1 - Taux de chômage**Equation 1 (modèle empilé)**

Variable		Coefficient	T de Student
	Constante	1,541	4,6
PIB	PIB	-0,461	26,2
POPAGE	Population d'âge actif	-0,461	12,7
TPROF	Taux de profit	-0,096	8,9
KSN	Capital par tête	-0,160	9,0
XSQ	Exportations/PIB	-0,025	2,0
QQ	Industrie/PIB	-0,081	3,7
DIF	Différentiel de productivité	0,079	4,5
TT	Temps	-0,739	7,3

Logarithmes. 260 observations = 13 ans (1985-1997) et 20 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Canada, USA, Japon
R²Ajusté = 0,973 Erreur standard = 1,2 %

Equation 2A (modèle simple)

Variable		Coefficient	T de Student
C	Constante	-0,915	3,9
PIB	PIB	0,674	8,2
POPAC	Population active	-0,490	3,2
TPROF	Taux de profit	-0,210	6,0
KSN	Capital par tête	-0,172	2,5
DIF	Différentiel de productivité	0,073	1,8

Taux de croissance annuels moyens 1991-1997. 19 pays (Suède exclue) : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Suisse, Royaume-Uni, Canada, USA, Japon.
R²Ajusté = 0,83 Erreur standard = 0,27

Equation 2B (modèle simple)

Variable		Coefficient	T de Student
C	Constante	-0,918	4,5
PIB	PIB	0,519	8,1
TACT	Taux d'activité	-0,235	2,2
TPROF	Taux de profit	-0,103	2,9
CX	Consommation/Exports	0,071	2,3

Taux de croissance annuels moyens 1991-1997. 20 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Canada, USA, Japon.
R²Ajusté = 0,82 Erreur standard = 0,28

Parmi les nombreux résultats intermédiaires d'un tel exercice, qu'il se serait fastidieux de retranscrire intégralement, certains résultats négatifs inattendus méritent d'être soulignés. Le modèle postulait *a priori* que le contenu en emploi de la croissance pouvait être augmenté par la généralisation de formes d'emploi telles que les emplois à temps partiel ou les contrats à durée déterminée. Chacune de ces variables a été construite pour l'ensemble des pays (où cela avait un sens) et le résultat obtenu, de manière répétée, était une liaison négative entre le taux de recours à ces formes d'emploi et les performances d'emploi.

L'idée selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, la montée du temps partiel permet d'enrichir le contenu en emploi est juste comptablement mais ne figure pas parmi les déterminations causales significatives du point de vue des performances relatives. On obtient plutôt une significativité inverse qui peut s'interpréter ainsi : c'est dans les pays où les performances d'emploi sont les plus médiocres que se développeraient plus rapidement les formes d'emploi atypiques. Ce résultat illustre à la fois le risque de rapprochements hâtifs et la capacité d'une modélisation, même simple, à préciser les sens de causalité.

D'un point de vue plus pratique, ce résultat confirme l'observation directe qui avait pu être faite, à savoir que les pays européens qui ont vu leur taux de chômage reculer ne se caractérisent pas par une progression plus rapide que la moyenne du temps partiel ou des CDD. Ce résultat est d'autant plus significatif qu'il porte sur un point où l'on s'attendait à mettre aisément en lumière, de manière quantifiée, un effet de la flexibilisation des marchés du travail sur le contenu en emploi de la croissance.

Enfin, les résultats de l'encadré 3 permettent de faire apparaître de manière analytique les différences entre les deux cycles 1980-1990 et 1991-1997. On a choisi ici une spécification simplifiée qui soit susceptible d'être validée sur les deux périodes. La comparaison entre les deux équations est frappante, et permet de retrouver le constat déjà avancé d'une nette modification de comportements d'un cycle à l'autre. Par rapport à la décennie antérieure, les années 90 font apparaître quatre caractéristiques :

- le lien entre la croissance et l'emploi est plus nettement marqué, avec une « intensité » qui double pratiquement d'un cycle à l'autre, passant de 0,264 à 0,464 ;

- le lien avec les variables démographiques se distend et passe d'une influence démographique au cours des années 80 à une modulation de la population active au cours des années 90 ;

- l'influence de la rentabilité s'affirme d'une double manière : le coefficient correspondant est multiplié par 4, et il gagne en significativité ;

- le rôle discriminant de la substitution capital-travail est comparable d'un cycle à l'autre.

Encadré 3.
Deux estimations économétriques.
Comparaison des sous-périodes
Variable expliquée TEMP = 1 - Taux de chômage

Cycle 1980-1990

Variable		Coefficient	T de Student
PIB	PIB	0,264	3,1
POPAGE	Population d'âge actif	-0,608	3,3
TPROF	Taux de profit	-0,043	2,2
KSN	Capital par tête	-0,165	3,2

Taux de croissance annuels moyens 1980-1990

19 pays (Luxembourg exclu) : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Canada, USA, Japon.

R²Ajusté = 0,46 Erreur standard = 0,18

Cycle 1991-1997

Variable		Coefficient	T de Student
PIB	PIB	0,464	5,5
POPAC	Population active	-0,303	2,4
TPROF	Taux de profit	-0,156	4,8
KSN	Capital par tête	-0,215	3,2

Taux de croissance annuels moyens 1980-1990

19 pays (Luxembourg exclu) : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Canada, USA, Japon.

R²Ajusté = 0,79 Erreur standard = 0,25

Une synthèse comparative

La force de cette spécification « universelle » est de proposer une lecture simple des écarts de performance à partir du tableau 3 récapitulatif. L'écart des performances d'emploi est imputé aux diverses composantes pour chaque couple de pays ou de zones de pays.

Cette modélisation permet de comparer des groupes de pays et d'imputer les différences dans l'évolution des taux de chômage. La première colonne traite de la comparaison entre les pays du *Top4* (Danemark, Irlande, Norvège, Pays-Bas) et l'Union européenne. On voit apparaître trois effets majeurs. En premier lieu, on retrouve la contribution très nette du différen-

Tableau 3. Imputation des performances différentielles d'emploi

	TOP4 / UE	UK / UE	USA / UE
« Taux d'emploi » (1-Tcho)	0,58	0,44	0,64
- PIB	1,04	0,43	0,77
- Population active	-0,50	0,00	-0,54
- Taux de profit	-0,19	-0,31	-0,13
- Capital par tête	0,32	0,18	80,4
- Différentiel de productivité	-0,09	0,14	0,10

tiel de croissance (PIB). On voit ensuite qu'une partie de ce potentiel d'emploi est utilisée pour absorber une croissance plus rapide de la population active (POPAC), ce qui réduit d'autant la performance d'emploi. Un troisième effet joue un rôle important, c'est celui de la moindre substitution capital-travail (KSN) qui compense l'effet défavorable des deux derniers facteurs, la rentabilité (TPROF) et le différentiel de croissance (DIF).

Les performances du Royaume-Uni, toujours par rapport à celle de l'Union européenne, font l'objet de la seconde colonne du tableau 4. On observe une contribution nette de la croissance (PIB) qui n'apparaissait pas autant dans une décomposition comptable. La contribution de la population active (POPAC) est ici nulle, ce qui ne reflète pas les évolutions qui affectent cette variable d'un cycle à l'autre. Enfin les effets favorables de la moindre substitution capital-travail (KSN) et d'un plus grand différentiel de productivité (DIF) compensent les effets défavorables du rétablissement de la profitabilité (TPROF).

Enfin, la comparaison avec les Etats-Unis est elle aussi intéressante en ce qu'elle fait apparaître une certaine proximité avec les performances relatives du *Top4* : un impact important, même s'il l'est un peu moins, de la croissance (PIB) ; un dynamisme de la population active (POPAC) qui capte une bonne partie du potentiel d'emplois et enfin une contribution encore plus favorable d'une substitution capital-travail moins rapide (KSN).

Conclusions

Le principal résultat de cette étude est que les taux de chômage diffèrent d'abord en raison de la croissance. On pourrait évidemment considérer que c'est un résultat tautologique, mais ce n'est pas le cas pour deux raisons essentielles.

La première est d'ordre théorique : les schémas d'analyse les plus couramment utilisés pour étudier les différences de taux de chômage postulent que l'on peut répondre à cette question sans introduire aucune référence à la

croissance. C'est la prégnance de ces représentations qui contraint à enfoncer des portes ouvertes.

La seconde raison de trouver ce résultat intéressant est qu'il est associé à la décennie 90 et est beaucoup moins apparent dans le cas de la décennie 80. Autant les différences de taux de chômage pouvaient renvoyer à d'autres facteurs que la croissance relative dans les années 80, autant ce lien s'est rétabli au cours du dernier cycle. On peut donc avancer la périodisation suivante :

- la décennie 80 a été celle des ajustements du marché du travail. La différenciation des taux de chômage renvoie principalement à l'impact de ces mutations sur le contenu en emploi de la croissance, et sur la dynamique de la population active ;

- la décennie 90 voit la pondération se modifier, et le rôle déterminant de la croissance reprendre tous ses droits.

Une interrogation surgit immédiatement : les aménagements des marchés du travail des années 80 ne seraient-ils pas la cause des différences de croissance au cours des années 90, et les performances d'emploi de cette décennie ne seraient-elles pas marquées des mutations institutionnelles de la période précédente ? L'hypothèse est parfaitement légitime mais sa vérification suppose un certain nombre de préalables : il faudrait expliquer pourquoi le délai de réaction est si long, par quels canaux il transite et comment on peut le repérer. Or, des investigations plus détaillées montrent que ni les indicateurs habituels de « flexibilité » du marché du travail, ni d'ailleurs des indicateurs de compétitivité ne rendent compte des différentiels de croissance (Husson, 2000). Autrement dit, la modération salariale des années 80 ne s'est pas traduite par des avances de compétitivité et n'a pas non plus suscité une accumulation du capital plus rapide.

L'explication qui est avancée ici met l'accent sur un autre résultat de notre modélisation : les pays qui ont les meilleurs résultats du point de vue de l'emploi sont caractérisés par une moindre substitution capital-travail. Cependant, il est impossible de rapporter cette particularité à une moindre progression du salaire réel, ni même à des indicateurs plus qualitatifs de flexibilité. Ce phénomène qui est commun aux Etats-Unis et aux pays du *Top4* est sans doute composé de deux ingrédients : l'effet des nouvelles technologies et le compromis social. Mais on ne voit pas pourquoi l'impact des nouvelles technologies profiterait exclusivement à quatre petits pays européens. Reste le compromis social qui fonde le discours suivant : une certaine réduction de l'incertitude quant à l'évolution du salaire réel aurait pour effet de diminuer la conflictualité sociale et de freiner le recours à la substitution capital-travail (Freyssinet 2000).

Les implications du diagnostic avancé ici sont alors très claires : la priorité accordée en Europe à l'obtention d'un degré accru de flexibilité a repré-

senté un double contresens. Une modération salariale excessive a tiré vers le bas la croissance, et le taux de chômage est monté partout, sauf dans les rares et petits pays qui tiraient leur épingle du jeu, en raison d'un positionnement heureux et non d'une énergie particulière à geler les salaires. Une substitution capital-travail excessive, et qui représente une sur-réaction par rapport aux évolutions effectives du coût salarial, est venue encore stimuler le chômage. Cette politique s'est accompagnée très logiquement d'une politique monétaire très serrée visant à faire de l'euro, et des monnaies qui le constituent, une monnaie forte.

La conjoncture récente peut tout à fait être interprétée dans le cadre proposé ici. On y voit une monnaie faible et une part salariale enfin stabilisée enclencher une reprise de la croissance et un mouvement général de recul du chômage en Europe. Cette leçon de choses fournit quelques indications complémentaires sur les causes réelles d'une certaine « préférence européenne pour le chômage ».

Références bibliographiques

- Bruno M. & Sachs J. (1985), *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press.
- Freyssinet J. (2000), *La réduction du taux de chômage. Les enseignements des expériences européennes*, rapport pour le Conseil d'Analyse Economique, à paraître à La Documentation française.
- Husson M., Jolivet A. & Meilland C. (1999), *Performances d'emploi en Europe : les modalités du succès*, rapport pour le Conseil d'Analyse Economique, IRES, juin.
- Husson M. (2000), « Le modèle européen des années 90 » in *Transformations du travail et croissance économique*, L'Harmattan/IRD (à paraître).
- IRES (2000), *Les marchés du travail en Europe*, collection « Repères », La Découverte.
- Layard R., Nickell S. & Jackman R. (1991), *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Nickell S. (1997), « Unemployment and Labor Market Rigidities : Europe versus North America », *Journal of Economic Perspectives*, vol 11, n°3, Summer.
- Nickell S. (1998), « Unemployment : Questions and Some Answers », *The Economic Journal*, vol.108, n°448.
- Padoa Schioppa Kostoris F. (2000) Commentaire sur Freyssinet, *mimeo*.
- Scarpetta S. (1996), « Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment : A Cross-Country Study », *OECD Economic Studies*, n°26, 1996/1.